

Documento de Trabajo N° 001-2014/GEE

Relación entre el Número de Rivales y el Precio: El Caso de los Servicios Notariales

Gerencia de Estudios Económicos
Junio 2014



Evidencia Empírica de la Competencia en Algunos Servicios Notariales

Documento de Trabajo elaborado por:

Javier Coronado Saleh – Gerente de Estudios Económicos

Juan Manuel Rivas – Ejecutivo 1

Luis Ledesma Goyzueta – Especialista 2

Se agradece los comentarios y sugerencias de Rodolfo Tupayachi y Viviana Salgado; y la valiosa colaboración de Cinndy Vigo, Erick Saavedra, Ana Rosa Cajavilca, Nancy Buob, Gustavo Gonzales, miembros de la gerencia.

Indecopi – Gerencia de Estudios Económicos

Calle de la Prosa 104, San Borja, Lima, Perú.

Teléfono: (51-1) 2247800, anexo 4701

Website: <http://www.indecopi.gob.pe/>

Los Documentos de Trabajo se enmarcan dentro del rol y funciones asignadas a la Gerencia de Estudios Económicos, mediante Decreto Supremo N° 107-2012-PCM. Se trata de documentos que se encuentran en preparación y, en tal sentido, la reproducción de sus contenidos no está permitida.

Las opiniones vertidas en el presente documento son responsabilidad de sus autores y no comprometen necesariamente la posición de la Alta Dirección y/o de los Órganos Resolutivos del Indecopi.

Los comentarios o sugerencias pueden ser remitidos al correo electrónico: jcoronado@indecopi.gob.pe



CONTENIDO

Introducción	3
1. Breve Descripción del Sector en el Perú	5
2. Modelización de la Competencia en Servicios Notariales	7
2.1. Aspectos Iniciales	7
2.2. Densidad, Distribución y Localización	10
2.3. Otros Aspectos: Tamaño de Mercado, Heterogeneidad y Costos de Transporte	12
3. Información Disponible	13
3.1. Características de la Muestra	13
3.2. Precios de los Servicios Notariales	15
3.3. Medición y Otras Variables de Control	16
4. Métodos Econométricos: Estrategia y Resultados	20
4.1. Estrategia Empírica	20
4.2. Resultados e Interpretación	22
4.3. Análisis de Robustez de los Resultados	25
Conclusiones	31
Referencias Bibliográficas	33

INTRODUCCIÓN

El mercado de servicios notariales, a nivel internacional, ha recibido relativa poca atención en la literatura económica, especialmente empírica. En particular, los pocos estudios disponibles se han centrado en evaluar el impacto de políticas de regulación o desregulación, específicamente en lo concerniente a las reglamentaciones de acceso y entrada de nuevos notarios al mercado, y la definición de mercados geográficos, sobre los precios y beneficios económicos de los mismos.¹

Es interesante notar que las reformas que se han llevado a cabo a nivel internacional, y sobre las que se tiene información reciente, responden a ejercicios previos de análisis básicamente cualitativos. En otras palabras, no se han sostenido en predicciones sobre el funcionamiento del mercado, ya sea en base a estudios formales o sobre la base de evidencia empírica sistemática.²

En la actualidad, el número de notarios en ejercicio profesional en el Perú asciende a 599; sin embargo, en virtud de los criterios establecidos en el artículo 5° del Decreto Legislativo N° 1049, una provincia, con al menos cincuenta mil habitantes, deberá contar con no menos de dos notarios y con un notario más por cada cincuenta mil habitantes adicionales. La norma, por lo tanto, establece un mínimo de notarios por provincia, pero no dispone criterios para establecer el número máximo o el óptimo. Bajo el criterio del número mínimo de notarios, se ha verificado, no obstante, que actualmente existe una brecha por cubrir estimada de 107 notarios a lo largo del territorio de la República.

Este resultado implicaría que, desde el punto de vista de la normativa actual, existe un margen para la entrada de nuevos competidores con potenciales efectos sobre la rivalidad en el mercado, posiblemente generando mayores presiones competitivas que, por ejemplo, podrían suponer algunas reducciones en los precios de los servicios a los consumidores finales.

En esa línea, este Documento de Trabajo presenta una propuesta de modelización de la interacción estratégica en el mercado de servicios notariales en el Perú y propone un ejercicio empírico, con la finalidad de evaluar hipótesis alternativas acerca de los efectos de variables estructurales sobre el precio de los servicios notariales. En particular, este ejercicio empírico explota la variabilidad, presumiblemente exógena, del número de notarios establecidos en diferentes jurisdicciones del país, con la finalidad de identificar el efecto causal esperado del número de competidores sobre los precios al usuario.

Algunas regularidades estadísticas observables, como la localización concentrada o dispersa de los notarios en su localidad, son aprovechadas para identificar con mayor precisión la variabilidad de los precios de algunos servicios notariales.

De esta manera, con el objeto de identificar el efecto causal del número de notarios competidores en el mercado sobre los precios de algunos servicios notariales, se estimaron, mediante métodos econométricos estándar, modelos que relacionan el

¹ Por ejemplo, ver Van den Bergh y Montangie (2006), Nahuis y Noailly (2010), Tavares y Rodrigues (2013), para casos de estudio referidos a experiencias de reforma en los Países Bajos y Portugal. Asimismo, Ciarreta *et al.* (2010) presentan un estudio cualitativo sobre la situación de la competencia en los servicios notariales en España.

² Entre los países que han implementado reformas recientemente se encuentran Holanda, Portugal y México. En este último caso se sugiere consultar, COMISIÓN FEDERAL DE COMPETENCIA DE MÉXICO (2011). El mercado de servicios notariales en México.

precio de un servicio particular con variables estructurales del mercado y otras variables de control. En la búsqueda de estimadores insesgados y consistentes, se evaluó la robustez de los resultados a potenciales problemas de especificación, derivados de sesgo de selección y endogeneidad. Asimismo, el estudio incluyó la corrección de los errores estándar de los efectos causales estimados, principalmente para incorporar la potencial correlación de la información entre notarios que desarrollan actividades en un mismo ámbito geográfico.

El estudio se concentró en el análisis de siete servicios notariales. El Cuadro 1 presenta un resumen consolidado de las estimaciones de los efectos causales de interés. Estos efectos causales deben interpretarse como efectos marginales esperados de un cambio en el número de notarios que rivalizan en un área geográfica, sobre el precio del servicio en cuestión. En particular, los efectos marginales se refieren al cambio porcentual esperado en el precio promedio del servicio, a nivel nacional, respecto de incrementar en un notario adicional el número de notarios en un distrito o provincia.

El Cuadro 1 presenta dos conjuntos de resultados. En primer lugar, se muestran los efectos causales considerando como única variable explicativa de la especificación empírica el número de notarios. En segundo lugar, se observan los resultados de las regresiones, donde además se incluye otras variables estructurales y variables de control. El objetivo de esta presentación es mostrar el resultado del proceso de identificación del efecto causal, tomando como referencia una estimación simple y comparándola, posteriormente, con la estimación múltiple, considerada robusta a diversos problemas de especificación.

Cuadro 1
EFFECTO CAUSAL ESPERADO DE INCREMENTAR UN NOTARIO EN EL
DISTRITO/PROVINCIA SOBRE EL PRECIO DE SIETE SERVICIOS NOTARIALES^{1/ 2/}

Especificación	Legalización Firmas	Legalización Fotocopias	Autorización de Viaje para Menor de edad		Transferencia vehicular		Carta Notarial
			Nacional	Extranjero	Placa de Lima	Placa del interior	
Regresión Simple	-0,0245 (0,0178)	0,0171 (0,0148)	0,0087 (0,0153)	-0,0105 (0,0153)	-0,0095* (0,00513)	-0,0188** (0,00745)	-0,0122 (0,0093)
Regresión Múltiple 3/	-0,0793*** (0,0272)	-0,0169*** (0,0065)	-0,0285*** (0,0095)	-0,0247*** (0,0095)	-0,0174*** (0,0060)	-0,0400*** (0,0112)	-0,0334** (0,0159)

Notas:

1/ * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

2/ Los resultados de las estimaciones se redondearon a cuatro decimales y los errores estándar se presentan entre paréntesis.

3/ Se exponen los resultados de las especificaciones finales del modelo de regresión múltiple que incluye las variables de control considerados en cada servicio.

Fuente: Estimaciones propias.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

Centrándonos en los resultados robustos de las estimaciones de regresión múltiple, el servicio notarial de legalización de firmas es el que presenta mayor sensibilidad a cambios en el número de rivales, comparado con el resto de servicios evaluados. En particular, se espera que el precio promedio de este servicio se reduzca en 7,93% ante la entrada de un rival adicional en cada área geográfica.

Entre los servicios que le siguen, se encontrarían la transferencia vehicular de un vehículo con placa de rodaje de provincia, el envío de carta notarial y las autorizaciones de viaje de un menor, a nivel nacional y al extranjero. La disminución esperada de precios en estos servicios, se encontrarían entre 2,47% y 4%.

Finalmente, la transferencia vehicular de un vehículo con placa de rodaje de Lima y la legalización de fotocopias, presentarían la menor sensibilidad con un efecto promedio esperado de reducción entre 1,69% y 1,74%, respectivamente.

Con el objeto de presentar un mayor detalle de las estimaciones desarrolladas, este Documento de Trabajo se divide en cuatro secciones y un conjunto de conclusiones. La sección 1 desarrolla una descripción del sector de servicios notariales en el Perú, mientras que la sección 2 describe una propuesta para modelar los precios de los servicios notariales. La sección 3 evidencia el conjunto de datos disponibles para estimar los efectos causales, y la sección 4 presenta la estrategia empírica desarrollada y las estimaciones efectuadas cuyos resultados finales fueron presentados en el Cuadro 1

1. BREVE DESCRIPCIÓN DEL SECTOR EN EL PERÚ

Los servicios notariales en el Perú están organizados según un régimen regulatorio de acceso basado en el principio de *numerus clausus* de uso común en países donde predomina el llamado “notario latino”.³ De acuerdo con este principio, el número de notarios en un área geográfica determinada debe controlarse y estar en función, por ejemplo, de aspectos demográficos o de actividad económica. Respecto de esto, se entiende que una mayor población requerirá una mayor oferta de servicios notariales y, por lo tanto, un mayor número de notarios.

En el Perú, el Consejo del Notariado, dependiente del Ministerio de Justicia, es el órgano encargado de determinar la localización de las plazas notariales. Según dispone la normativa vigente⁴, para determinar el número de notarios por provincia se debe considerar la población de la misma. De este modo, una provincia con al menos 50 000 habitantes debe contar con no menos de dos notarios y por cada 50 000 habitantes adicionales se debe contar con un notario adicional. En ningún caso se puede reducir el número de plazas existentes.

Si bien en la literatura se sugieren algunas justificaciones para este tipo de regulación, este documento no tocará dicha discusión, en la medida que busca responder a preguntas de análisis *positivo* y no de orden *normativo*.⁵

Es de destacar que si bien un notario, una vez seleccionado para acceder al mercado por el procedimiento correspondiente, está habilitado para ejercer su función dentro del denominado “distrito notarial” de su jurisdicción, es común que se limite su decisión de localización a un distrito político específico. Habitualmente, los distritos que generan mayor expectativa económica se asignan primero a los notarios que obtuvieron las mejores calificaciones en el proceso de selección.

³ La lista de otros países donde rige el sistema de organización de “notario latino” puede ser consultada en: <<http://www.uinl.org/6/notariados-miembros-pais>> (accedido el 9 de agosto del 2013).

⁴ Artículos 4 y 5 sobre el ámbito territorial y la creación de plazas notariales del Decreto Legislativo N°1049. Información sobre el Consejo del Notariado se puede consultar en: <http://sistemas3.minjus.gob.pe/consejonotariado>.

⁵ A nivel internacional, la existencia de este tipo de regulación se ha justificado en función a dos criterios: i) Uno relacionado con la importancia de sostener la calidad del servicio y ii) otro relacionado con el objetivo de asegurar la oferta del servicio en todo el territorio nacional. Unión Internacional del Notariado. Ver: <<http://www.uinl.org/151/regulación-del-número-de-notarios>>, (accedido el 8 de agosto de 2013).

Siguiendo a Schmid *et al.* (2007), la forma de organización del acceso y control de localización que se observa en el Perú se puede asociar con el principio de localización fija (asociado a su vez al *numerus clausus*). De acuerdo a este criterio, no solo el número total sino también la localización individual de las oficinas notariales debe ser materia de regulación por las autoridades competentes en base a la necesidad de criterios objetivos. Esta regulación buscaría asegurar una adecuada oferta ininterrumpida y personal de los servicios notariales a escala nacional, incluyendo áreas rurales de escasa población o reducida actividad económica. Sin embargo, a lo largo de esta investigación no se ha logrado encontrar evidencia empírica respecto del tipo de regulación óptima, desde el punto de vista del bienestar general que avale dicha hipótesis.

A partir de noviembre de 2012, se modificó el artículo 9 del Decreto Legislativo N°1049, que regula las plazas notariales en el territorio de la República⁶, con la finalidad de disponer la inclusión de otros criterios de acceso adicionales al demográfico. En particular, se incluyen criterios de “tráfico comercial” y otros indicadores de carácter objetivo para la apertura de plazas.

Al mes de marzo de 2014, el número de notarios en ejercicio, a nivel nacional, ascendía a 599, número menor al que sugeriría el criterio demográfico del artículo 5 del Decreto Legislativo N°1049, bajo el cual, el número de notarios debería ser de 657. Haciendo una aplicación literal de esa disposición, se ha podido calcular un total de 107 vacantes para nuevos notarios por cubrir a nivel nacional.⁷

Esto quiere decir que, desde un punto de vista de mercado, existe cierto margen potencial para mejorar la competitividad en los servicios notariales, en la medida que la mayor entrada de notarios, para cubrir las plazas disponibles, al aumentar la oferta de servicio, podría ejercer presiones competitivas adicionales y, potencialmente, reducir el precio de algunos servicios.

Naturalmente, el mayor o menor efecto de la entrada de nuevos competidores sobre los precios de equilibrio de los servicios notariales dependerá de la naturaleza de la competencia y aspectos de tipo estructural que la condicionan. Asimismo, consideraciones de tipo regulatorio podrían estar actualmente condicionando la evolución de la competencia entre notarios. Un estudio cualitativo sobre los posibles impactos regulatorios en el sector se puede consultar en Dávila et al (2012).

No obstante, el potencial ingreso de nuevos notarios a las diferentes jurisdicciones que, por normativa, así lo requieren, es motivación suficiente para proponer un estudio sistemático de la relación entre el número de notarios y los precios de equilibrio, siempre considerando otros factores, observables, que puedan condicionar los resultados de mercado.

Como se verá en la sección 3, a lo largo del país existen distritos y ciudades con características de población y actividad económica altamente distinguibles, que cuentan con diferentes números de notarios. La regulación que impone, precisamente,

⁶ Segunda Disposición Complementaria Transitoria sobre el concurso público nacional de méritos para el ingreso a la función notarial de la Ley N°29933.

⁷ Las que deberían cubrirse en los distritos notariales de: Amazonas, Apurímac, Cajamarca, Callao, Huancavelica, Junín, La Libertad, Lambayeque, Lima, Loreto, Piura y Tumbes, Puno, San Martín y Ucayali. De acuerdo con entrevistas sostenidas con la Presidencia del Consejo del Notariado, se vienen coordinando esfuerzos para convocar las plazas que restan por cubrir. No obstante, no ha sido posible, aún, tener información clara respecto de los resultados de estos concursos.

la disparidad en el número de notarios, atendiendo a características de la zona donde estos operan, es una fuente de identificación potencialmente muy informativa para el estudio de la competitividad de los servicios notariales en el Perú.

Bajo esta premisa, este Documento de Trabajo busca estimar el efecto de variables estructurales, como el número de notarios y otras, sobre la variabilidad de los precios de algunos servicios que se ofrecen en este sector. Este estudio está motivado por el afán de enriquecer el conocimiento del mercado con la finalidad de prever efectos de la entrada futura de notarios y las potenciales consecuencias de reformas regulatorias que tiendan, por ejemplo, a flexibilizar dicha entrada.

2. MODELIZACIÓN DE LA COMPETENCIA EN SERVICIOS NOTARIALES

2.1. ASPECTOS INICIALES

En todo ejercicio de modelización se requiere un balance entre la incorporación de los aspectos más relevantes de la realidad y los supuestos simplificadores sobre la estructura del mercado, características y comportamiento de las empresas y consumidores que permitan obtener un modelo que recoja predicciones útiles, *ceteris paribus*.

Como punto de partida, en el caso del mercado de servicios notariales, corresponde fijar cuatro supuestos fundamentales que recogen el escenario en el que las notarías interactúan en el corto plazo:

- Los costos de los diferentes servicios son idénticos entre notarías de un mismo ámbito geográfico, ya sea, distrito o provincia de localización;
- Los servicios son homogéneos entre notarías;
- Las notarías compiten escogiendo los precios de los servicios que ofrecen;
- Las notarías no invierten en publicidad y marketing, salvo como medio informativo de localización, por lo que la misma no es una fuente de diferenciación.

Asimismo, respecto de los consumidores, se adoptarán los siguientes supuestos:

- Siempre que lo necesite, un consumidor hace uso de los servicios notariales; en otras palabras, no puede dejar de demandarlos si los necesita. Ello equivale a asumir que el valor intrínseco de los servicios es lo suficientemente elevado para que la utilidad derivada del consumo siempre supere el valor de reserva del consumidor. Este supuesto es razonable en la medida que los servicios notariales no tienen sustitutos fuera del mercado.
- Solo se sirve de un proveedor respecto de un servicio específico, es decir no puede combinar unidades de un mismo servicio provistas por más de un notario.
- La percepción de calidad que tiene el usuario respecto del servicio notarial que demanda, puede diferir entre notarías. Esto posiblemente esté basado en una percepción de la reputación.

De otro lado, es fundamental comprender que uno de los aspectos más importantes de la interacción estratégica entre notarías es la decisión de localización dentro del distrito o provincia para el cual un notario ha sido autorizado (ver Sección 1).

Desde un punto de vista dinámico, la localización puede conferir cierta diferenciación de producto que puede modelarse de diversas maneras. No obstante, en este caso, parece conveniente mantener un enfoque sencillo, y, por ejemplo, suponer que un buen marco analítico viene dado por los modelos de diferenciación horizontal al estilo de Hotelling (Hotelling, 1929; Salop, 1979).

En términos sencillos, Hotelling (1929) describió una situación en la que dos empresas (un duopolio) se localizan (geográficamente) en un segmento lineal que representa la heterogeneidad de los consumidores, digamos con una longitud l .⁸ En ocasiones, se dice que dicho segmento representa una ciudad lineal.

Cada punto del segmento representa el atributo del servicio que es preferido por el consumidor que “vive” en ese punto. Las empresas, entonces, deciden su localización de forma simultánea, sabiendo que una vez localizadas competirán en precios con costos idénticos. Los consumidores ven reducida su utilidad al consumir un producto con un atributo que no es exactamente aquél que les agrada más. Ello se modela utilizando el concepto de *costo de transporte*, que valoriza la pérdida de utilidad del consumidor por tener que “trasladarse” para consumir un producto alejado de su posición.

En la idea original de Hotelling (1929), el costo de transporte es una función lineal de la distancia, d_i entre el consumidor “ i ” y la empresa de la cual demanda el producto o servicio. Siendo $t > 0$ un valor que representa la monetización del costo de transporte por unidad de distancia a recorrer, el costo del consumidor “ i ” sería $t \times d_i$.

La localización de las empresas, por lo tanto, se interpreta como un atributo de diferenciación entre productos o servicios competidores que reduce la competencia en precios. En el trabajo original de Hotelling (1929), no obstante, se concluye que se espera que las empresas tiendan a localizarse relativamente cerca unas de otras a modo de *clusters* o aglomeraciones industriales, ahí donde está la demanda.

No obstante, D’Aspremont *et al* (1979) refinaron el análisis de Hotelling para mostrar que el resultado de aglomeración es inestable y que para que un equilibrio (estable) exista⁹ era necesario modificar el ejercicio de Hotelling.

En particular, D’Aspremont *et al* (1979) mostraron que un equilibrio existe si, por ejemplo, se asume que los costos de transporte son una función cuadrática de la distancia que separa al consumidor de la localización de la empresa de la cual desea consumir. De este modo, siguiendo con el ejemplo del consumidor “ i ”, en este caso el costo de desplazarse hasta el proveedor del servicio será $t \times d_i^2$.

El resultado de equilibrio en el enfoque cuadrático de D’Aspremont *et al.* (1979) es diametralmente opuesto al de Hotelling (1929). En ese caso, las empresas deciden, de manera óptima, localizarse en los extremos de la ciudad lineal diferenciándose al máximo. La consecuencia es que la competencia en precios en equilibrio es menos intensa, respecto del caso en el que la diferenciación es mínima.¹⁰

⁸ Típicamente, para simplificar la exposición de estos modelos se suele fijar $l = 1$.

⁹ Denominado equilibrio en estrategias puras de acuerdo con la Teoría de Juegos (ver por ejemplo, Vega-Redondo (2003)).

¹⁰ D’Aspremont *et al.* (1979) utilizaron el concepto de equilibrio denominado “Equilibrio Perfecto en Sub-juegos (SPE, por sus siglas en inglés)” que permite obtener las decisiones óptimas de las empresas en un contexto en el que la interacción no se desarrolla de manera estática (en un solo periodo), si no de forma dinámica en la que las decisiones de hoy repercuten sobre las decisiones

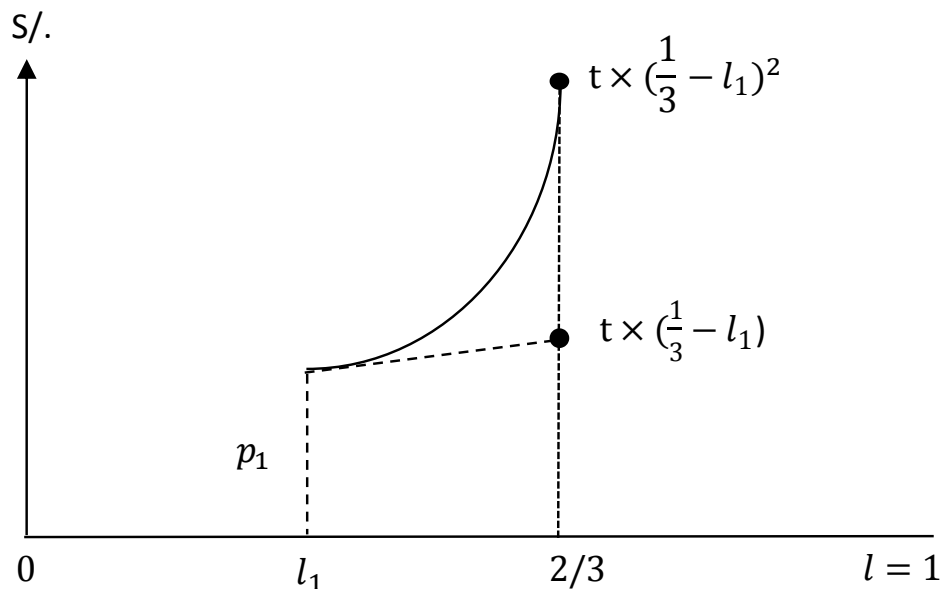
Una predicción del modelo de localización o diferenciación horizontal, aplicado al caso de las notarías –dados los supuestos adoptados al inicio de esta sección-, indica que cuanto más cerca estén las notarías unas de otras, en términos geográficos, mayor será la intensidad de la competencia en precios *ceteris paribus*, mientras que cuanto más alejadas estén, podrán diferenciarse unas de otras y, posiblemente, establecer precios relativamente menos competitivos.

En la Figura 1 se ilustra la diferencia del costo de consumir un producto específico, para un usuario específico, en el contexto del modelo de diferenciación horizontal. En particular, la notaría 1 se ha ubicado en la posición l_1 del segmento de longitud $l = 1$. El consumidor que “vive” en el punto $2/3$ deberá considerar el precio que tendrá que pagar, p_1 , más el costo monetizado de “transportarse” hasta la ubicación del notario.

En la ilustración se muestra, mediante la línea continua, el costo cuadrático y, mediante la línea discontinua, el costo lineal.

Figura 1

ILUSTRACIÓN DEL COSTO DE CONSUMIR EL SERVICIO SEGÚN TIPO DE COSTO DE TRANSPORTE



Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi

Los costos cuadráticos y, en general cualquier otra función estrictamente convexa de la distancia entre el consumidor y la notaría, resultarán en un perfil creciente del costo de transporte respecto de una función lineal. Lo fundamental a remarcar es que el tipo de costo de transporte que se utilice en uno u otro ejercicio de modelación será un supuesto que se impone respecto de las preferencias de los consumidores. Siendo así, en la práctica este costo percibido por los consumidores respecto de la pérdida de utilidad que les supone desplazarse para poder acceder a los servicios notariales, es esencialmente no observable. Sin embargo, de este depende en gran medida la

y resultados de mañana. Ver, por ejemplo, Vega-Redondo (2003). No obstante, la secuencialidad del juego es solo un artefacto del concepto de equilibrio, ya que la idea es que las decisiones privadas, en realidad, se toman de forma simultánea, internalizando todos los elementos de juicio necesarios para que las mismas sean las más adecuadas.

decisión de las empresas de situarse cerca o lejos unas de otras, decisión que a su vez repercutirá en los precios de equilibrio y la dinámica competitiva.

Es interesante mencionar, antes de concluir esta primera aproximación a la modelación de las decisiones de los notarios, que con costos de transporte cuadráticos, la diferenciación en la localización es excesiva respecto de lo que es socialmente eficiente. Un planificador social decidiría, en contrario a las empresas, que éstas se ubiquen algo más cerca del centro de la ciudad, que en los extremos de la misma, básicamente porque el planificador social internaliza el efecto del costo excesivo de transporte que la máxima diferenciación de localización impone a los consumidores en el margen.

2.2. DENSIDAD, DISTRIBUCIÓN Y LOCALIZACIÓN

Neven (1986), mostró que las decisiones óptimas de localización, en el contexto de Hotelling, y por lo tanto, la intensidad relativa de la competencia en precios, puede modificarse de acuerdo a cómo se distribuyen los consumidores (o sus preferencias), a lo largo de la ciudad lineal. Una mayor dispersión de la demanda explicaría decisiones óptimas de localizarse a los extremos del segmento lineal y distribuciones poblacionales más concentradas, por ejemplo, en torno al centro de la ciudad, tenderán a generar que las empresas se aglomeren más.

En la misma línea de Neven (1986), Anderson y Goere (1997) demostraron que para un gran número de tipos de distribución de la masa de consumidores, a lo largo de la ciudad lineal, en general el modelo de Hotelling, con costos cuadráticos, casi siempre exhibe equilibrios con un exceso de diferenciación entre productores respecto del óptimo social. En otras palabras, si bien existe una importante relación entre la asimetría en la distribución de la población a lo largo de la ciudad y la localización de las empresas, un resultado regular es que las empresas mayormente deciden ubicarse algo más alejadas unas de otras, que lo que es socialmente eficiente.

Como se ha señalado anteriormente, la localización es central, en la medida que la intensidad de la competencia en precios entre competidores dependerá de esta decisión, entre otros elementos. De esta manera, parte de la variabilidad de precios que se observa en el mercado de servicios notariales podría ser explicado por la distancia entre uno y otro competidor, por lo que no considerar este elemento implicaría arriesgar la calidad de los resultados.

En el Gráfico 1 se presentan cuatro diagramas de dispersión que relacionan diferentes medidas de densidad al nivel de distrito¹¹, en los respectivos ejes horizontales y la distancia entre un notario y su más cercano competidor, en el eje horizontal respectivo.

Las medidas de densidad consideradas para este análisis fueron:

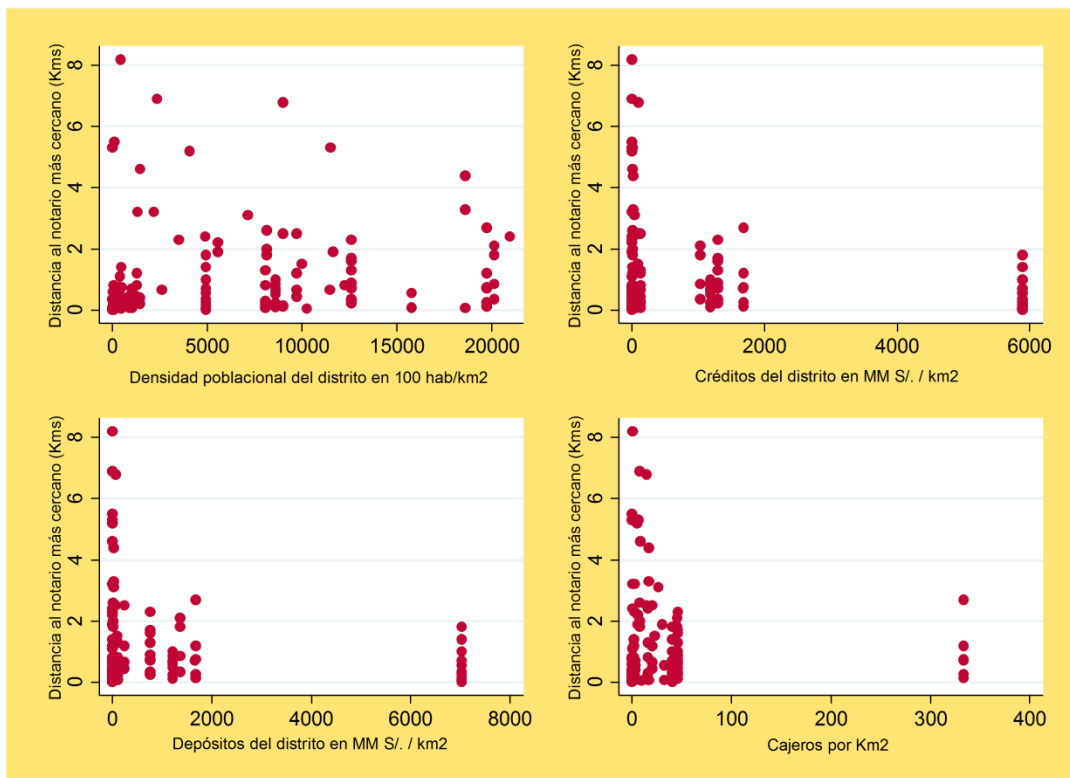
- 1) La densidad poblacional, medida como el número de habitantes por kilómetros cuadrados (km²),¹²

¹¹ Para este ejercicio se tomó información de 169 notarías desplegadas en distritos donde hay al menos dos notarios. Los distritos seleccionados pertenecen a los llamados distritos notariales de Arequipa, Ayacucho, Callao, Cusco y Madre de Dios, Huancavelica, Junín, La Libertad, Lima, Loreto, Moquegua, Piura y Tumbes, Puno, Ucayali. Los distritos notariales, en su gran mayoría coinciden con la división política de los departamentos en el país, sin embargo, la información que se presenta se circunscribe a la ciudad o provincia más importante del distrito notarial, para el caso del interior del país, y para una muestra de distritos del área metropolitana de Lima y Callao.

- 2) Créditos en millones de nuevos soles por km^2 ,
- 3) Depósitos en millones de nuevos soles por km^2 , y;
- 4) El número de cajeros automáticos y ventanillas bancarias por km^2 .¹³

Las últimas tres medidas propuestas permitirían medir la variabilidad de la concentración económica en los diferentes distritos donde se ubican las notarías correspondientes. Los resultados mostrados en el Gráfico 1 parecieran demostrar la existencia de una relación inversa entre las diferentes medidas de densidad, tanto poblacional como económica, y la distancia entre el notario y su más cercano competidor. Esta relación, no obstante, no parece ser necesariamente lineal.

Gráfico 1
RELACIÓN ENTRE DISTANCIA AL NOTARIO RIVAL MÁS CERCANO Y CUATRO MEDIDAS DE DENSIDAD A NIVEL NACIONAL



Nota: Incluye un total de 169 notarías en distritos / provincias con al menos dos notarías.

Fuentes: SBS, INEI, Google Maps.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

Tomada la decisión de modelar el mercado de servicios notariales, mediante un enfoque de diferenciación horizontal al estilo de Hotelling, es preciso adoptar los siguientes supuestos adicionales:

- Las localizaciones de los notarías, una vez que la empresa notarial ha tomado la decisión en cuestión, son fijas.

¹² Basado en las cifras del Censo Nacional de Población 2007 elaborado por el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI).

¹³ Datos tomados de las estadísticas públicas de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS).

- La entrada es completamente exógena por regulación, pero una vez abierta la entrada, la misma se desarrolla, en forma simultánea, tomando como dada la localización de los competidores ya establecidos.
- Asimismo, los entrantes conocen el número de competidores que entrarán al mercado con ellos, y este número es también exógeno.
- No es posible establecer más de una oficina notarial por notario, de modo que no existe la proliferación de “marcas”.¹⁴

En otras palabras, en este sector el cambio de localización, en principio, no es posible en el corto plazo y la secuencialidad de la entrada indica que los nuevos competidores se han localizado tomando como fija la localización de los ya establecidos, pero además internalizando las decisiones de los otros entrantes. En principio, tampoco tomarán en cuenta las potenciales decisiones de futuros entrantes en la medida que esa potencial entrada futura se dará en el muy largo plazo (varios años después).¹⁵

2.3. OTROS ASPECTOS: TAMAÑO DE MERCADO, HETEROGENEIDAD Y COSTOS DE TRANSPORTE

Otros elementos interesantes a tomar en cuenta están relacionados con las decisiones estratégicas que suponemos adoptan los notarios. En el contexto de los mercados de servicios notariales, donde la interpretación directa de las distancias es relevante y los costos de transporte del consumidor pueden también interpretarse de forma directa, tanto estos costos como el tamaño del mercado resultan ser elementos que merecen un mayor desarrollo analítico.

En los ejercicios clásicos, como los que se presentan en los trabajos descritos en el punto 2.1, no se discute en profundidad la estática comparativa entre un caso con una ciudad lineal grande (variaciones en l), frente a una pequeña, o el efecto de la masa de consumidores que se suele normalizar a 1.

Un segmento más grande, independientemente de cómo están distribuidos los consumidores sobre el mismo implica una mayor heterogeneidad de gustos o preferencias. Asimismo, para un mismo tamaño de segmento (mismo rango de heterogeneidad de preferencias), es posible pensar en diferentes “masas” de consumidores.

Tomando únicamente el elemento l y siguiendo la caracterización de D’Aspremont *et al.* (1979), siendo el tamaño del segmento fijo, el resultado de máxima diferenciación obtenido se debe a dos efectos contrapuestos. Por un lado, el efecto “competencia” induce a las empresas a alejarse una de otra, pero, por otro lado, el efecto “mercado” o “demanda” las impulsa a acercarse para poder ser relativamente más atractivas para el mercado. El resultado de D’Aspremont *et al.* (1979), según el cual, en equilibrio las empresas optarán por diferenciarse al máximo, implica que el efecto competencia, en ese contexto, supera al efecto mercado o demanda, impulsando a las empresas a localizarse en los extremos de la ciudad lineal.

¹⁴ Una estrategia utilizada por algunas empresas es la de llenar los espacios con diferentes marcas de un mismo tipo de producto, o bien, por ejemplo, en el caso de cadenas, intentar llenar la ciudad de establecimientos de distribución minorista que permitan acercar el producto al consumidor final.

¹⁵ Un ejercicio ilustrativo muy sencillo sobre la interacción entre tres competidores en un modelo de Hotelling se presenta en Shy (1995), donde además los precios están regulados y fijados por norma expresa a un nivel distinto del que se observaría en un contexto de libre mercado. En su ejercicio, el autor asume que uno de los competidores ya tomó la decisión de localización y se concentra en lo que harán óptimamente el segundo y el tercero. El equilibrio se alcanza con una localización con espacios simétricos entre las tres empresas.

Cuando l es cada vez más grande, el alejarse una de otra implicará que muchos consumidores, seguramente ubicados en el centro de la ciudad sufran una des-utilidad de una gran magnitud, inclusive llegando a darse el caso que vean por conveniente no consumir los servicios de ninguna de las dos empresas. Esto puede generar que, a medida que la heterogeneidad de consumidores crece, las empresas vean óptimo no diferenciarse tanto en términos de localización, al menos relativamente, respecto de un contexto donde la heterogeneidad de consumidores no es tan significativa. Esta posibilidad fue estudiada de forma estilizada por De Palma et al (1985), concluyendo que, cuanto mayor es la heterogeneidad relativa de los consumidores (sumado posiblemente al mayor costo monetario por unidad de transporte), el equilibrio resultante presenta una alta aglomeración en torno al centro de la ciudad.

De otro lado, en un trabajo complementario, Economides (1986) demostró que aún y cuando el tamaño de la ciudad esté fijo, el resultado de localización dependerá de los costos de transporte. En forma más precisa, la localización depende de cómo la des-utilidad de los consumidores, por tener que consumir una variedad que no se ajusta a su preferencia específica (ver Figura 1), afecta la utilidad neta del consumo.

Economides (1986) mostró que incluso con una función de costos de transporte no tan “convexa” como la propuesta en D’Aspremont *et al* (1979), el equilibrio del juego de localización y precios existe y puede generar grados de diferenciación horizontal intermedios.

Desde el punto de vista teórico, por lo tanto, el equilibrio en el juego de localización y precios depende de factores como el tamaño del mercado, la forma funcional de los costos de transporte (o más precisamente su “grado” de convexidad), entre otros.

Para efectos del análisis del mercado de servicios notariales, la teoría que consideramos más adecuada para explicar las variables observables, principalmente, precios, implica que inclusive la localización es una decisión endógena.

En otras palabras, si bien el precio de equilibrio puede explicarse considerando la localización geográfica del notario respecto de sus rivales y su distancia, la localización es, a su vez, una variable endógena que se explica por factores observables como la densidad de la población, la actividad económica del distrito y factores no observables como son los costos de producción y el tipo de forma funcional que mejor se ajusta a las preferencias de los usuarios.

En la siguiente sección se presenta una descripción de los datos disponibles y sus limitaciones para la implementación del estudio de las relaciones que se pueden recoger de la teoría desarrollada a lo largo de los párrafos precedentes.

3. INFORMACIÓN DISPONIBLE

3.1. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

El proceso de muestreo se realizó considerando, para el caso de Lima y Callao, una selección de distritos, y en el caso del resto del país, el conjunto de distritos de un grupo de provincias seleccionadas. Estas provincias son aquellas donde se ubica la ciudad o ciudades principales de un distrito notarial. En cada caso se consultó con

todas las notarías registradas, sin embargo solo fue posible obtener información de algunos servicios notariales.

En el Cuadro N° 2 se presenta el detalle de las notarías existentes, la brecha respecto del número estimado según lo dispuesto en la normativa y el tamaño de la submuestra extraída para cada distrito notarial. De esta forma, se observa que el universo de distritos notariales, en nuestro país, agrupa un total de 599 notarías, de las cuales un 26% se encuentran en el distrito notarial de Lima. Asimismo, se aprecia que son ocho los distritos notariales cuyo número de notarías es mayor o igual al mínimo establecido en la normativa, mientras que los 14 restantes tienen aún plazas notariales por cubrir. En este último grupo destacan los distritos notariales de Lima, Piura y Tumbes. Cabe indicar que la brecha para Lima es de 20 notarías, mientras que para el distrito notarial de Piura y Tumbes también existiría una brecha de 20 notarías. (Ver columna “*Mínimo de Notarias*”)

La muestra de datos empleada en las estimaciones comprende un total de 169 notarías consultadas, las mismas que se encuentran distribuidas en 13 distritos notariales¹⁶ (Arequipa, Ayacucho, Callao, Cusco-Madre de Dios, Huancavelica, Junín, La Libertad, Lima, Loreto, Moquegua, Piura-Tumbes, Puno y Ucayali)¹⁷. (Ver columna “*Muestra*”)

Del distrito notarial de Lima se consultaron un total de 55 notarías (33% de la muestra), mientras que, del distrito notarial de Piura y Tumbes, se consultaron 21 notarías (12% de la muestra). Las 93 notarías restantes (55% de la muestra), fueron consultadas en los 11 restantes distritos notariales descritos en el párrafo anterior.

¹⁶ La recolección de datos para la muestra de notarías se efectuó mediante la realización de llamadas telefónicas a las notarías, empleando para ello el método del “*consumidor oculto*”, durante el período de los meses de febrero, marzo y abril

¹⁷ Respecto del tamaño de la muestra, de acuerdo con información del Consejo del Notariado, a nivel nacional, existen un total de 22 distritos notariales, los mismos que contienen un activo total de 599 notarías, por lo que las 169 notarías consultadas representan el 28,2 % del universo de notarías.

Cuadro 2
DISTRITO NOTARIAL, NOTARÍAS EXISTENTES, MÍNIMO DE NOTARÍAS, BRECHA A CUBRIR Y NOTARIAS CONSULTADAS

Distrito Notarial	Notarías Existentes	Mínimo de Notarías	Brecha	Muestra
AMAZONAS	9	11	-2	
ANCASH	25	19		
APURIMAC	10	11	-1	
AREQUIPA	30	26		14
AYACUCHO	21	11		11
CAJAMARCA	18	19	-1	
CALLAO	35	39	-4	12
CUSCO Y MADRE DE DIOS	43	32		6
HUANCAVELICA	10	11	-1	2
HUANUCO Y PASCO	26	26		
ICA	27	20		
JUNIN	27	31	-4	11
LA LIBERTAD	27	40	-13	12
LAMBAYEQUE	26	41	-15	
LIMA	156	176	-20	55
LORETO	14	25	-11	9
MOQUEGUA	8	4		3
PIURA Y TUMBES	27	47	-20	21
PUNO	26	31	-5	8
SAN MARTIN	14	18	-4	
TACNA	14	7		
UCAYALI	6	12	-6	5
Total	599	657	-107	169

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.
 Fuente: Consejo del Notariado

3.2. PRECIOS DE LOS SERVICIOS NOTARIALES

La información de los precios de los servicios notariales no se encuentra focalizada en un centro de datos ni tampoco disponible para el desarrollo de ejercicios similares al presentado en este Documento de Trabajo, por lo que resultan necesarias estrategias en las que se revelen los precios que se cobrarían por estos servicios. Así, mediante el empleo del método del “*consumidor oculto*”, se consultó los precios de siete servicios notariales que pudieran ser relativamente fáciles de comparar. Estos servicios notariales son los siguientes:¹⁸

- i. Legalización de firmas
- ii. Legalización de fotocopias
- iii. Autorización de viaje para un menor de edad al interior
- iv. Autorización de viaje para un menor de edad al exterior
- v. Carta notarial
- vi. Transferencias vehicular de una placa registrada en Lima
- vii. Transferencias vehicular de una placa registrada en el departamento donde se ubica la notaría

¹⁸ La información de precios se obtuvo vía telefónica, para lo cual se han guardado los registros de las llamadas realizadas.

En el Cuadro 3 se presentan los estadísticos descriptivos de los precios de los siete servicios notariales de los cuales se recogió información. En el mismo, se establece el tamaño de la sub-muestra, por tipo de servicio analizado, resultado que recoge la pérdida de representatividad, al no tener respuesta de algunas de las notarías consultadas.

Cuadro 3
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE PRECIOS (EN NUEVO SOLES) POR TIPO DE SERVICIO NOTARIAL

Servicio Notarial	Muestra	Media	D.E. 1/	Mínimo	Máximo
Legalización de firmas	119	13,71	11,04	3	60
Legalización de fotocopias	134	2,97	1,40	1	10
Autorización de viaje para un menor de edad al interior	116	26,35	10,72	5	50
Autorización de viaje para un menor de edad al exterior	121	43,58	19,10	9	100
Carta notarial	96	29,28	8,75	10	50
Transferencias vehicular de una placa registrada en Lima	101	205,97	47,68	110	426
Transferencias vehicular de una placa registrada en el departamento donde se ubica la notaria	54	186,57	61,72	100	426

Notas: 1/ D.E. = Desviación Estándar

Fuente y Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

Del cuadro anterior, se observa que la información disponible de precios no es uniforme entre servicios, toda vez que, de las 169 notarías consultadas, no siempre se obtuvo una respuesta respecto del valor de los servicios.

Respecto del precio de los servicios notariales, el más barato de ellos resulta ser el de la legalización de fotocopias, por el cual se cobra en promedio S/. 3. No obstante, el valor podría fluctuar entre S/. 1 y S/.10 soles. De otro lado, el servicio notarial más costoso es el que corresponde al Acta de Transferencia Vehicular, con placa de rodaje de Lima, con un valor promedio S/. 205,97 soles. Este servicio, no obstante, muestra una relativa variabilidad de precios entre notarías, fluctuando entre S/. 110 y S/. 426.

3.3. MEDICIÓN Y OTRAS VARIABLES DE CONTROL

En el Cuadro 4-A se muestra, de forma resumida, la definición de las variables que se utilizarán como estructurales, de control o posiblemente como instrumentos en las estimaciones de la Sección 4. Como se puede observar, todas estas variables se han obtenido de fuentes de acceso público y corresponden a los periodos más recientes, para los cuales dicha información se encuentre disponible. De este conjunto de variables explicativas, resultan de particular interés las variables *número*, que corresponde al número de notarios en un ámbito geográfico determinado y *distancia* que mide la distancia del rival más cercano a un notario específico de la muestra.

En el Cuadro 4-B se presentan los estadísticos descriptivos para la muestra, destacando, por ejemplo, que en media, cada notario tiene en torno a 9,05 competidores en su ámbito geográfico. Asimismo, resulta interesante notar la alta dispersión de la variable distancia entre notarios, respecto de la media. La media de esta variable es de 1,37 kilómetros, sin embargo la desviación estándar muestral es de 2,17 kilómetros.

Este conjunto de variables deberá permitir controlar la parte de la variabilidad de precios que no es explicada por el número de competidores, y de esta manera, poder responder a la pregunta de interés sobre el significado y la magnitud del efecto causal



del número de competidores relevantes en los precios de los servicios notariales observados.



Cuadro 4-A
A. DEFINICIÓN DE VARIABLES, UNIDADES, FUENTES Y PERIODO DE OBSERVACIÓN

Variables	Descripción	Unidad	Fuente	Período
Área	Área Geográfica del distrito	Kilómetros Cuadrados	INEI	diciembre del 2013
Cajeros	Número de cajeros automático en el distrito	Número de cajeros	SBS	enero del 2014
Créditos	Créditos en el sector financiero por distrito	Miles de nuevos soles	SBS	enero del 2014
Desnutrición	Tasa de desnutrición distrital	Porcentaje	INEI	diciembre del 2013
Distancia	Distancia al notario más cercano	Kilómetros	Google maps	marzo - abril 2013
Hombres	Total de hombres en el distrito/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
IDH	Índice de Desarrollo Humano distrital	Índice	PNUD	2007
Índice de Pobreza	Índice de Pobreza del distrito	Índice	INEI	diciembre del 2013
Mujeres	Total de mujeres en el distrito/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Mujeres Analfabetas	Mujeres Analfabetas del distrito/total de mujeres en el distrito	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Número	Número de notarios en el área	Número de notarias	Consejo del Notariado	enero del 2014
PEA	Población Económicamente Activa en el distrito	Numero de habitantes	Censo 2007-INEI	2007
Permanencia	Antigüedad del individuo en el distrito	Años	Censo 2007-INEI	2007
Ratio Notarías	Notarías en el distrito/notarías en el distrito notarial	Porcentaje	Consejo del Notariado	mayo del 2014
Ratio Población	Población distrital/población provincial	Porcentaje	INEI	diciembre del 2013
Reputación	Antigüedad de la notaría en el distrito	Años	Consejo del Notariado	enero del 2014
Sin Agua	Población sin agua del distrito/total de Población	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin Desagüe	Población sin desagüe/total de Población	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin DNI	Población distrital sin DNI/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin electricidad	Población sin electricidad en el distrito/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin Partida de Nacimiento	Población sin partida de nacimiento en el distrito/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin saber Leer y Escribir	Población distrital que no sabe leer ni escribir/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Sin Seguro	Población sin seguro/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007
Solteros	Solteros en el distrito/población distrital	Porcentaje	Censo 2007-INEI	2007

Fuente: INEI, RENIEC, SBS, Google Maps

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi



Cuadro 4-B
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Variables	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
Área	659,82	2 006,38	2,00	14 505,00
Cajeros	380,05	316,96	4,00	1 058,00
Créditos	9 602,13	18 347,23	0,00	65 388,37
Desnutrición	0,10	0,10	0,01	0,41
Distancia	1,37	2,17	0,00	10,00
Hombres	0,48	0,02	0,43	0,54
IDH	0,67	0,08	0,50	0,81
Índice de Pobreza	18,78	15,47	0,10	54,40
Mujeres	0,52	0,02	0,46	0,57
Mujeres Analfabetas	0,04	0,05	0,00	0,28
Número	9,05	4,99	1,00	16,00
PEA	67 527,94	66 653,51	1 768,00	382 983,00
Permanencia	0,94	0,02	0,90	0,98
Ratio Notarías	0,01	0,01	0,00	0,03
Ratio Población	0,24	0,24	0,00	0,94
Reputación	23,35	9,71	0,00	57,00
Sin Agua	0,08	0,12	0,00	0,98
Sin Desagüe	0,07	0,09	0,00	0,51
Sin DNI	0,02	0,01	0,00	0,08
Sin electricidad	0,07	0,10	0,00	0,72
Sin Partida de Nacimiento	0,01	0,01	0,00	0,16
Sin saber Leer y Escribir	0,07	0,04	0,03	0,27
Sin Seguro	0,51	0,14	0,23	0,79
Solteros	0,33	0,03	0,18	0,39

Fuente: INEI, RENIEC, SBS, Google Maps
Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi

4. MÉTODOS ECONOMÉTRICOS: ESTRATEGIA Y RESULTADOS

4.1 ESTRATEGIA EMPÍRICA

La estrategia empírica plantea inicialmente una regresión lineal simple entre el logaritmo del precio ($\log(p)$) del servicio notarial y el número de notarios (n) en el distrito específico. La especificación semi-logarítmica permite interpretar el efecto marginal de la variable explicativa como la semi-elasticidad del precio ante cambios en dicha variable.

Denotamos la información de una notaría específica en un distrito/provincia específico mediante el subíndice “ jd ”, por lo que la especificación se plantea de la siguiente manera:

$$\log(p_{jd}) = \beta_0 + \beta_1 n_d + u_{jd} \quad (1)$$

Para $j = 1, \dots, N$ y $d = 1, \dots, D$

Donde u_{jd} recoge factores no incluidos o no observables que pueden explicar la variabilidad de los precios de los servicios notariales entre notarías. Asimismo, β_1 denota el coeficiente que mide el efecto causal en el precio del servicio notarial analizado ante un incremento en el número de notarios. El método de estimación es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).¹⁹ De manera muy general, el estimador MCO es consistente y no sesgado, siempre que, entre otros supuestos mínimos, la variable explicativa sea independiente en media del error, es decir, $E(u_{jd}|n_{jd}) = 0$.²⁰

Si bien es cierto que, en esencia, el número de notarios en un distrito o localidad se determina de manera exógena (por un proceso de acceso regulado, expuesto en la Sección 1) al juego de determinación de precios, no es menos cierto que dicho proceso puede estar influenciado por otros factores observables, por ejemplo el tamaño de la población o la actividad económica que, a su vez, podrían ser factores que expliquen la variabilidad de los precios.

El supuesto de independencia en media en una especificación simple, por lo tanto, es difícil de satisfacer en la medida que pueden existir diversos factores que expliquen a la variable dependiente, no incluidos, y correlacionados con la variable explicativa, o bien porque la muestra, tal como se ha señalado en la Sección 3, no se ha obtenido por medio de un estricto proceso de muestreo probabilístico.²¹

¹⁹ La estimación de una relación lineal por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios sigue un procedimiento relativamente sencillo. Se trata de estimar los parámetros o coeficientes poblacionales β_0 y β_1 , de modo que se minimice una métrica de la distancia entre las observaciones de la muestra y la recta poblacional. En particular:

$$\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1 = \underset{\{\beta_0, \beta_1\}}{\operatorname{argmin}} \sum_{j=1}^N (\log(p_{jd}) - (\beta_0 + \beta_1 n_d))^2$$

Es decir los estimadores se obtienen como el resultado de la minimización de la suma del cuadrado de los errores, tomando como información una muestra de tamaño N .

²⁰ Ver Capítulo 4 de Stock y Watson (2012). Adicionalmente es necesario que las observaciones de la muestra sean idéntica e independientemente distribuidas y que el cuarto momento de la distribución poblacional de todas las variables sea finito, de modo que los valores extremos de estas sean muy poco probables de observar.

²¹ Ver por ejemplo Stock y Watson (2012) para detalles de las implicancias de este supuesto.

Una estrategia común, para atenuar los potenciales sesgos del modelo de regresión simple, es incluir variables explicativas (*regresores*) adicionales que, sin embargo, no representan necesariamente variables de interés y, por lo tanto, se consideran, básicamente, variables de control. Su finalidad, por lo tanto, es mitigar los efectos de variables omitidas o los derivados de posibles sesgos en la selección de la muestra sobre la estimación del valor del parámetro de interés, en este caso el valor β_1 .

Con la finalidad de implementar la estrategia de control, consideraremos dos conjuntos de variables explicativas adicionales. Un primer conjunto corresponde a características observables de las notarías, las que estarán contenidas en un vector X_{jd} . Un segundo conjunto de variables corresponde a características demográficas y económicas de la localidad donde se encuentra la notaría, y por lo tanto, serán variables comunes entre observaciones de una misma jurisdicción. Este segundo conjunto estará contenido en un vector que llamaremos W_d .

La especificación estará representada por una regresión lineal múltiple con la siguiente presentación vectorial:

$$\log(p_{jd}) = \beta_0 + \beta_1 n_d + X'_{jd} \delta + W'_d \gamma + u_{jd} \quad (2)$$

$$\text{Para } j = 1, \dots, N \text{ y } d = 1, \dots, D$$

Considérese en X'_{jd} a las variables:

- i) *Distancia*: Expresada en kilómetros, desde la notaría j a su más cercano competidor.
- ii) *Reputación*: Número de años de la notaría j en una jurisdicción d específica.

Asimismo, el vector W_d incluye alguna de las variables presentadas en el Cuadro 4.²² La variable *distancia*, contenida en X_{jd} , merece especial atención, toda vez que, al tratarse de una variable específica a una notaría que depende de su decisión de localización, puede verse como un resultado del mercado y no como una variable de control, en sentido estricto. En razón a los potenciales efectos que puede tener la inclusión de esta variable en la estimación, la Sección 4.3 trata en mayor profundidad la estimación consistente del efecto de la misma sobre los precios, proponiendo una estrategia complementaria para mitigar los potenciales sesgos de una eventual estimación por MCO.

Retomando la especificación múltiple de la ecuación (2), el supuesto más débil que se puede adoptar, con la finalidad de obtener un estimador no sesgado y consistente de la variable de interés, por el método de MCO, es el de independencia condicional en media: $E(u_{jd} | n_{jd}, X_{jd}, W_d) = E(u_{jd} | X_{jd}, W_d) = 0$.²³

Alternativamente, es posible asumir que todas las variables explicativas son exógenas, es decir, $E(u_{jd} | n_{jd}, X_{jd}, W_d) = 0$. De cumplirse este supuesto, además de los otros supuestos habituales (ver nota al pie 20), todos los estimadores obtenidos por MCO serán no sesgados y consistentes.

²² La selección de estas variables de control en las diferentes especificaciones de los modelos se realizó mediante una regla que excluía a aquellas variables que incrementaban los errores estándar de las variables estructurales del modelo.

²³ Ver capítulo 6 de Stock y Watson (2012).

Finalmente, para efectos de realizar inferencia estadística con los resultados de las estimaciones, conviene recordar que es posible utilizar los resultados derivados de un contexto de “grandes muestras”. De acuerdo con estos resultados, en la medida que la muestra de observaciones que se utilice sea suficientemente grande (respecto de la población), los estimadores de MCO tienen una distribución aproximadamente normal, con media igual al valor poblacional de los parámetros a estimar y varianza constante. Por ejemplo, el estimador MCO $\hat{\beta}_1$ tendrá una media igual a β_1 y una varianza poblacional $\sigma_{\beta_1}^2$, siendo la desviación estándar σ_{β_1} , la medida de precisión del estimador.

Como consecuencia de este resultado, asociado al denominado “*Teorema del Límite Central*”, las habituales pruebas de hipótesis de significancia individual del efecto de las variables explicativas sobre la variable dependiente, tendrá aproximadamente una distribución Normal Estandarizada. Ello implica que si, por ejemplo, se plantea la hipótesis nula $H_0: \beta_1 = 0$ (frente a la alternativa $H_a: \beta_1 \neq 0$), el estadístico de contraste $t_0 = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\beta_1}}$ bajo la hipótesis nula, seguirá aproximadamente una distribución Normal Estandarizada, con media 0 y varianza 1.

Por ello, en general, los contrastes de significancia estadística individual permiten el uso de los valores críticos de 2,54 para un nivel de significancia del 1%; 1,96 para un nivel de significancia del 5% y 1,68 para un nivel de significancia del 10%. Es importante recordar que en la medida que el estadístico t_0 , en valor absoluto, esté por encima de estos valores, ello implica que existe evidencia empírica en contra de la hipótesis nula, lo que favorece la significancia del efecto causal estimado.

Este protocolo es fácil de entender intuitivamente si se presta atención al hecho que $|t_0|$ es una medida de la distancia entre el valor estimado del parámetro poblacional y el valor de la hipótesis nula (cero, en este caso). De este modo, por ejemplo, si $|t_0| > 1,96$, el valor del estadístico es lo suficientemente extremo como para advertir que la probabilidad de obtener otro, con otra muestra, igual o más extremo es muy pequeña (de hecho menor al 5%). Ello debe interpretarse como una señal de los datos en contra de la hipótesis nula (y a favor de la alternativa), que debe llevar a un rechazo estadístico.

4.2. RESULTADOS E INTERPRETACIÓN

La estimación de la especificación (1) por MCO es sencilla y directa. Por el contrario, la especificación (2) implica incorporar, además de las variables estructurales, potencialmente gran cantidad de variables de control en el vector W_d . El Cuadro 4-B, incluido en la Sección 3, muestra las definiciones de las diferentes variables de control, las mismas que se refieren exclusivamente a características de la jurisdicción en la que operan un conjunto de notarías. Es notorio que incluir una gran cantidad de variables implica requerir de los datos un gran esfuerzo para estimar los correspondientes efectos marginales de cada una, generando, potencialmente, un uso ineficiente de la información disponible.²⁴

²⁴ En términos técnicos, el tamaño de la muestra indica la cantidad de información con la que se cuenta para hacer el ejercicio de estimación. Sin embargo, cada efecto marginal a estimar implica la pérdida de grados de libertad. Los grados de libertad son, por lo tanto, la holgura de información con la que se cuenta. Por ejemplo si tenemos $N = 132$ observaciones (notarías) y queremos estimar el efecto sobre el precio de un servicio de un total de 10 variables, los grados de libertad se calcularán de la siguiente manera: $gl = 132 - 10 = 122$. En el extremo si

Con la finalidad de obtener un conjunto de variables de control adecuado, se evaluó la existencia de variables omitidas y multicolinealidad, descartando variables redundantes que puedan afectar la precisión de la estimación. Es preciso recordar que la única finalidad de las variables de control es corregir la potencial existencia de sesgos por variable relevante omitida en la estimación del efecto del número de notarios sobre los precios de los servicios, por lo que no pondremos particular interés en sus efectos o si estos son consistentes.

De otro lado, en la medida que los notarios se toman como observaciones que generan decisiones en un ámbito geográfico determinado, estas decisiones pueden contener información correlacionada entre notarios de una misma jurisdicción. De este modo, la estructura de los errores del modelo puede mostrar una elevada correlación entre observaciones, lo que amerita el estudio de su potencial impacto sobre los errores estándar de las estimaciones y la inferencia estadística. El problema de correlación entre errores no invalida el estimador MCO del efecto causal de interés, sin embargo, es necesario tomarlo en cuenta para el cálculo adecuado de los errores estándar del estimador.

Los paquetes econométricos estándar, incluyen opciones para corregir los errores estándar, instruyendo, al mismo, la aplicación de fórmulas que controlen la correlación intragrupos entre los errores de las observaciones. De este modo, un grupo de observaciones corresponde, por ejemplo, a los notarios que operan en el distrito limeño de San Isidro y otro distinto, el que opera en el área metropolitana de la ciudad del Cuzco. El resultado, no obstante, depende del número de observaciones en cada grupo, considerando que en este ejercicio el mismo se cuenta por algunas unidades.

Dada la escasa información en cada jurisdicción, la corrección de los errores estándar robustos a autocorrelación puede producir estimadores de los errores estándar inconsistentes al momento de calcularlos con las fórmulas estándar. Por esta razón, se optó por estimar errores estándar robustos a autocorrelación, empleando la técnica del *bootstrap*. En el Anexo A se presenta una explicación detallada de la técnica empleada. En breve, la técnica implicó volver a estimar cada especificación un total de 5 000 veces, ello con la finalidad de obtener la distribución empírica de los errores estándar robustos a autocorrelación. Mientras que en Cuadro A.1, del mismo anexo, se puede apreciar la diferencia entre los errores estándar estimados mediante MCO y aquellos estimados por *bootstrap*.

El Cuadro 5 presenta el resumen de los resultados de las estimaciones finales por MCO de las ecuaciones de precios de los siete servicios notariales considerados. Asimismo, con la finalidad de mostrar la evolución del estimador del efecto de la variable *número*, conforme se incluyen las variables estructurales y de control, en el Anexo B se presenta, para cada servicio analizado, un cuadro con un conjunto de estimaciones, partiendo de la especificación simple (que incluye solo la variable explicativa *número*), hasta la incorporación de todas las variables explicativas incluidas.

En el Cuadro 5 mostramos únicamente los coeficientes estimados de las variables estructurales, *número*, *reputación* y *distancia*, con la finalidad de centrar los comentarios en los resultados de mayor interés.

tuviésemos que estimar 132 efectos marginales de igual número de variables explicativas, no tendríamos grados de libertad y la estimación sería inviable.

Como se aprecia, el efecto causal estimado del número de rivales en una jurisdicción sobre el precio de los servicios es significativo en todos los casos. Asimismo, este efecto presenta el signo negativo esperado. Para el caso de legalización de firmas, la evidencia sugiere que un notario más en una jurisdicción se asocia con una reducción esperada de 8% en términos nominales del precio del servicio. Este efecto no solo es significativo, sino que su magnitud estimada es claramente relevante.

Respecto de la legalización de fotocopias, el efecto de la rivalidad de un competidor adicional en la jurisdicción de un conjunto de notarios se asocia con una reducción esperada, en media, de 1,7%. En el caso de los servicios de autorización de viaje para un menor, los efectos de la competencia, en promedio, se estiman en reducciones de precios esperadas de 2,9% y 2,5%, para viajes nacionales y extranjeros respectivamente.

Respecto de las actas de transferencia vehicular, el servicio presenta una sensibilidad del precio de 1,7%, en el caso de placas de Lima y 4%, en el caso de placas del interior del país. Finalmente, el efecto esperado de un rival adicional en una jurisdicción determinada sobre la reducción del precio del servicio notarial de emisión de carta notarial es de 3,3%.

Asimismo, se observa que la variable *distancia* presenta signo positivo en todos los casos, sugiriendo que una mayor cercanía entre rivales implica menores precios en equilibrio, tal y como lo sugiere la teoría de la localización horizontal. No obstante, el efecto estimado es significativo estadísticamente en dos casos.

Cuadro 5
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES FINALES DE CADA UNO DE LOS SERVICIOS NOTARIALES

Variables	Legalización Firmas	Legalización Fotocopias	Autorización de Viaje con Menor		Transferencia vehicular		Carta Notarial
			Nacional	Extranjero	Placa de Lima	Placa del interior	
Número	-0,0793*** (0,0272)	-0,0169*** (0,00650)	-0,0285*** (0,00945)	-0,0247*** (0,00952)	-0,0174*** (0,0060)	-0,0400*** (0,0112)	-0,0334** (0,0159)
Reputación	0,0120* (0,00700)	0,000626 (0,00353)	-0,00378 (0,00360)	-0,00414 (0,00474)	0,00459* (0,00240)	0,00834** (0,00407)	-0,000538 (0,00438)
Distancia	0,0129 (0,0359)	0,0370** (0,0166)	0,0249 (0,0177)	0,000524 (0,0253)	0,0130 (0,0151)	0,0380** (0,0183)	0,0248 (0,0230)
(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)
Constante	-4,474 (6,844)	-2,213*** (0,447)	0,750 (0,836)	1,397 (2,185)	5,376*** (0,0879)	5,887*** (0,319)	1,416 (1,593)
Observaciones	114	128	111	116	96	53	91
Remuestreo Bootstrap	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000
R-Cuadrado	0,373	0,544	0,604	0,469	0,421	0,528	0,195
R-Cuadrado Ajustado	0,291	0,529	0,572	0,435	0,353	0,443	0,117
Heckman-Test de Wald (rho=0)	0,000737	0,441	2,308	2,604	0,0262	3,405	2,195
<i>p-valor</i>	0,978	0,507	0,129	0,107	0,871	0,0650	0,138
Test de Hansen J	0,001	0,634	1,025	0,073	0,094	0,617	0,256
<i>p-valor</i>	0,974	0,426	0,311	0,787	0,759	0,432	0,613
Test de Kleibergen-Paap	10,957	16,521	12,959	18,516	11,381	11,473	11,033
Test de Hausman	3,737	0,040	0,542	2,707	0,069	1,858	1,479
<i>p-valor</i>	0,958	1,000	1,000	0,975	1,000	0,997	1,000

Nota:

1/. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

Finalmente, en el Cuadro 5 también se aprecia que la variable *reputación* es significativa y tiene signo positivo para algunos servicios como la legalización de firmas, y actas de transferencia vehicular. Ello sugiere que, para algunos casos, la reputación del notario, en este caso medida como el número de años en el mercado del notario, puede ser una fuente de diferenciación que permite al notario suavizar la rivalidad en precios con sus competidores.

4.3. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS

Como es natural, la estrategia empírica adopta una serie de supuestos, por ejemplo, respecto de algunos aspectos estructurales de los mercados de servicios notariales, algunos aspectos propios del muestreo realizado, entre otros. Estos supuestos deben cumplirse de modo que, en general, el estimador del coeficiente β_1 pueda ser considerado consistente y, además, la inferencia estadística, basada en los errores estándar calculados para los estimadores, sea la adecuada.

En este sentido, las estimaciones MCO, descritas en la sección anterior, serán sometidas a un análisis de robustez que implica evaluar si la presencia de potenciales problemas de especificación puede invalidar los resultados obtenidos.

En las siguientes sub-secciones se describe la estrategia específica seguida para evaluar la presencia de algunos problemas de especificación. En ese sentido, se analizará: i) detección y corrección por problemas de sesgo de selección asociado al proceso de muestreo de las observaciones (notarios), y ii) evaluación de la potencial endogeneidad de algunas variables consideradas como decisiones estratégicas por parte de las empresas que brindan servicios notariales.

Como se verá, las estimaciones MCO, específicamente referidas a la ecuación (2), son robustas a estos problemas de especificación, lo que indica que los estimadores obtenidos son con alta probabilidad consistentes.

4.3.1 EL PROBLEMA DEL SESGO DE SELECCIÓN

En la Sección 3 se describió el proceso de muestreo de las unidades de estudio. El mismo se desarrolló seleccionando distritos a nivel nacional en los que se recogió información de los notarios que se encuentran habilitados en dichas jurisdicciones. El proceso de muestreo, no obstante, no ha sido aleatorio, considerando que, además, un conjunto de las observaciones seleccionadas no reveló la información solicitada.

Esta situación implica que el proceso de selección, así como la no respuesta de las unidades de análisis, pueden estar explicados por la propia naturaleza del estudio que se desea realizar, generando, con ello, el riesgo de incurrir en el problema de especificación denominado sesgo de selección de muestra. El sesgo de selección de muestra ocurre porque las observaciones y la información disponible no han sido recogidas de forma aleatoria, generando correlación entre la información y los errores del modelo. Por ejemplo, ello supone que no se cumpla la condición $E(u_{jd} | n_{jd}, X_{jd}, W_d) = 0$, por lo que los estimadores MCO serán sesgados y no consistentes.

En particular, este problema de selección de la muestra produce lo que se denomina “sesgo de atenuación” (del inglés *attenuation bias*), sesgando los estimadores MCO hacia el valor de cero.

Con la finalidad de contrastar y, de ser el caso, corregir el problema de sesgo de selección, se desarrolla la estrategia planteada por Heckman (1979).²⁵ Esta consiste en estimar, además de la ecuación (2), una segunda ecuación que modele el proceso de selección, mediante un modelo de variable dependiente discreta que mide la probabilidad de una observación de ser seleccionada en la muestra.

De esta forma, considerando nuevamente la ecuación (2):

$$\log(p_{jd}) = \beta_0 + \beta_1 n_d + X'_{jd} \delta + W'_d \gamma + u_{jd}$$

Se asume que p_{jd} , es decir el precio de un notario “j” en el área “d”, solo se observa cuando una variable “latente” p^*_{jd} es mayor que 0. Una variable latente, por definición, es aquella que determina un proceso de decisión pero que, sin embargo, no se observa de manera perfecta, estando su uso muy difundido en microeconomía²⁶. Esquemáticamente, el proceso de selección se define mediante un modelo de variable dependiente binaria que se asocia a la variable latente de la siguiente manera:

$$z_{jd} = w'_{jd} \alpha + v_{jd} ,$$

Donde,

$$z_{jd} = \begin{cases} 1, & p^*_{jd} > 0 \\ 0, & p^*_{jd} \leq 0 \end{cases}$$

$$v_{jd} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

El error de esta especificación de variable dependiente binaria, v_{jd} , tiene una distribución de probabilidades Normal, con media cero y varianza constante σ_v^2 . En cierta forma, el proceso de selección condiciona la distribución de probabilidades de la variable aleatoria “precio”, afectando de esa forma la correcta identificación del valor esperado de la misma. De acuerdo con dicha especificación, el valor esperado de p_{jd} condicionado a que el notario en cuestión haya sido seleccionado en la muestra ($z_{jd} = 1$) se define de la siguiente manera:

$$E(p_{jd} | z_{jd} = 1) = \beta_0 + \beta_1 n_d + X'_{jd} \delta + W'_d \gamma + \beta_\lambda \left[\frac{\phi(w'_{jd} \frac{\alpha}{\sigma})}{\Phi(w'_{jd} \frac{\alpha}{\sigma})} \right] \quad (3)$$

Dónde $\phi(\cdot)$ representa a la función de densidad normal estandarizada (con media cero y varianza igual a uno) y $\Phi(\cdot)$ corresponde a la función de distribución acumulada normal estandarizada. Nótese que la especificación (3), a comparación de la especificación (2), incluye una variable explicativa adicional $\frac{\phi(w'_i \frac{\alpha}{\sigma})}{\Phi(w'_i \frac{\alpha}{\sigma})}$, comúnmente conocida como “Ratio Inverso de Mills”. De existir un problema de selección de muestra, esta variable debe ser parte integral de la especificación y su omisión implicaría estimar de manera sesgada e inconsistente el efecto causal de interés.

²⁵ Ver Heckman, J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error.” *Econometría* 47(1): 153-161

²⁶ Ver por ejemplo: Wooldridge Cap.17. Cuarta edición. *Introductory Econometrics A Modern Approach*

El procedimiento de Heckman implica estimar la especificación de la ecuación de selección como una probabilidad, concretamente, $\text{Prob}(z_{jd} = 1) = \Phi\left(w'_{jd} \frac{\alpha}{\sigma}\right)$, habitualmente conocida como especificación Probit. Esta estimación se debe realizar utilizando la muestra completa de información, incluyendo tanto las notarías seleccionadas (con precio observable) y aquellas no seleccionadas (con precio desconocido). Teniendo los coeficientes $\left(\frac{\hat{\alpha}}{\sigma}\right)$ estimados se procede a ajustar el ratio inverso de Mills ($\hat{\lambda}$):

$$\hat{\lambda}_{jd} = \left[\frac{\phi(w'_{jd} \hat{\alpha})}{\Phi(w'_{jd} \hat{\alpha})} \right] \quad (4)$$

Seguidamente, utilizando los datos de la muestra de notarías seleccionada (es decir para las que $z_{jd} = 1$), se estima la especificación (3) sustituyendo el ratio inverso de Mills por el valor ajustado calculado en (4). Finalmente, el análisis de sesgo de selección comporta evaluar la hipótesis $H_0: \beta_\lambda = 0$, que implica que el proceso de selección no afecta la validez de los estimadores MCO y por lo tanto lo más indicado es estimar la especificación (2) por MCO. De rechazarse H_0 el proceso de selección es relevante, por lo que se debe utilizar la especificación (3).

El Anexo C muestra el resultado de las estimaciones de las especificaciones (3) para cada servicio notarial considerado, exhibiendo además el resultado del test de significancia del coeficiente que acompaña al Ratio Inverso de Mills. En todos los casos, es decir para todas las especificaciones de cada servicio notarial, no es posible rechazar la hipótesis nula a niveles estándar de significancia estadística, por lo que las estimaciones MCO están libres del problema de sesgo de selección muestral.

Esto no quiere decir que el proceso de muestreo de las notarías haya sido aleatorio, sino que siendo no aleatorio, no produce problemas de especificación.

4.3.2 EL PROBLEMA DE ENDOGENEIDAD

De acuerdo con el modelo de diferenciación horizontal de Hotelling (1929), descrito en la Sección 2 de este documento, la localización es una decisión óptima que permite a una empresa diferenciarse relativamente de su competencia y, de esta manera, relativizar también la competencia en precios. La caracterización de estas decisiones, a pesar que se estudian como una secuencia de actos, se suele plantear como un ejercicio de toma de decisiones que se realiza de manera simultánea, tomando en cuenta, además, la mejor respuesta del rival a cada decisión de localización y precios que tiene la empresa.

Se ha notado, también en la Sección 2, que la decisión de localización, desde el punto de vista teórico, se puede relacionar a elementos estructurales observables como el tamaño del mercado en cuestión, la densidad de la población o actividad económica y la distribución de dicha población o actividad a lo largo del área geográfica que delimita el mercado, y otros factores no observables, como las preferencias de los usuarios.²⁷

²⁷ Cabe recordar también que otro factor muy importante en la decisión de localización de las empresas en un modelo al estilo de Hotelling corresponde al tipo de preferencias que tienen los consumidores del servicio respecto de la distancia a recorrer para acceder al servicio. Estas preferencias se modelan como “costos de transporte” que pueden tener diversos perfiles, lineales, cuadráticos o en general estrictamente convexos con diferentes grados de “convexidad”.

Siendo que la variable *distancia* puede ser el resultado de una decisión óptima, tomada por los notarios de manera simultánea a la formación de sus expectativas sobre la competencia en precios que enfrentarán, la misma puede estar altamente correlacionada con los factores no observables que afectan al precio, recogidos en el error del modelo, creando un problema de endogeneidad. En este caso, la estimación del efecto causal por MCO de esta variable estará sesgada y, por lo tanto, los estimadores obtenidos, tanto por la especificación (1) como (2), pueden no ser fiables.

El procedimiento clásico para la estimación, en un contexto donde una o más variables explicativas de interés son endógenas, es el de las Variables Instrumentales (VI). En términos sencillos, la idea de las VI es encontrar variables que estén correlacionadas con la variable endógena, en este caso *distancia*, y que no estén relacionadas con el error del modelo, u_{jd} . El procedimiento de VI implica explotar la información de los instrumentos para identificar el efecto causal de la variable endógena al error del modelo.

De este modo, denotando la variable *distancia* mediante d_{jd} y a la variable reputación como x_{jd} , la especificación para los precios de servicios notariales se puede describir esquemáticamente de la siguiente manera:

$$\log(p_{jd}) = \beta_0 + \beta_1 n_d + \beta_2 d_{jd} + \delta x_{jd} + W_d' \gamma + u_{jd} \quad (5)$$

$$E(u_{jd} | n_{jd}, x_{jd}, W_d) = 0$$

Para $j = 1, \dots, N$ y $d = 1, \dots, D$

Esta especificación implica que las variables n_d (*número*), x_{jd} (*reputación*) y los otros factores estructurales del distrito W_d , se consideran independientes del error del modelo, mientras que d_{jd} , en principio, no cumple con este supuesto y, por lo tanto, el estimador MCO de su efecto causal no es confiable.

De acuerdo con Stock y Watson (2012)²⁸, la clave para la estimación por VI es encontrar un conjunto de instrumentos, que habitualmente se denotan Z_d , cuyo número al menos sea igual al número de variables explicativas endógenas (en nuestro caso necesitamos al menos un instrumento) que satisfaga dos condiciones:

1. Relevancia:

- i. Los instrumentos contenidos en Z_d deben estar correlacionados con la variable explicativa endógena;
- ii. En particular, en una regresión múltiple entre d_j y Z_j (los instrumentos) más n_d, x_{jd}, W_d (variables exógenas incluidas), al menos uno de los instrumentos debe ser significativo.

2. Exogeneidad:

Estos factores, no obstante, son no observables desde el punto de vista del investigador y, por lo tanto, debemos asumir que se recogen en el error u_{jd} del modelo.

²⁸

Ver específicamente en Capítulo 12 sobre Variables Instrumentales.

- i. Los instrumentos, Z_j , no deben tener correlación con el término de error del modelo u_{jd} ;
- ii. Ello quiere decir que dichos instrumentos deben ser exógenos, de otro modo no podrán cumplir su función.

Con la finalidad de calcular estimadores basados en el protocolo de VI, se consideraron en Z_d las siguientes dos variables:

- i) *Ratio Población*: población del distrito / población de la provincia.
- ii) *Ratio Notarías*: total de notarías en el distrito / total de notarías en la provincia.

Ambos supuestos son contrastables en el contexto de los datos disponibles, sin embargo, recientemente se ha puesto singular énfasis en la literatura en la evaluación del supuesto de relevancia. En particular, el trabajo de Staiger y Stock (1997) presenta una discusión sencilla sobre este particular. La preocupación responde al hecho de que, aún y cuando los instrumentos son relevantes, los mismos pueden ser “débilmente relevantes”, en cuyo caso, si bien se satisface el primer supuesto de la estimación por VI, los métodos de estimación proveerán resultados sesgados y no consistentes, inclusive en presencia de una considerable cantidad de información.

La regla propuesta en Staiger y Stock (1997), discutida también en Stock y Watson (2012), para evaluar la relevancia de los instrumentos, corresponde examinar la significancia conjunta de todos los instrumentos en una regresión lineal por MCO en la que la variable dependiente es d_{jd} y las variables explicativas son n_d, x_{jd}, W_d y Z_d . El test clásico de significancia simultánea de un conjunto de regresores es el llamado *test F*. Si el valor del estadístico del test F es mayor a 10, se puede concluir que los instrumentos no son débiles.²⁹

En lo que respecta a la evaluación de la exogeneidad de instrumentos, la misma se puede contrastar mediante el llamado Test de Hansen, o Test J, cuya hipótesis es que los instrumentos, en conjunto, no tienen relación con el error del modelo. A este test se le conoce como test de restricciones sobre identificadas³⁰, y, solo es viable, si el número de instrumentos potencialmente válidos es mayor al número de variables explicativas sospechosas de tener un problema de endogeneidad.³¹

²⁹ Es muy interesante notar que, de acuerdo con Stock y Watson (2012), el sesgo de la estimación por variables instrumentales, frente al sesgo de la estimación por MCO, es solo un 10% aproximadamente de este último, cuando el estadístico de significancia conjunta de los instrumentos es exactamente $F=10$. Cualquier estadístico con valor superior implicaría un menor sesgo relativo y cualquier estadístico por debajo un mayor sesgo relativo.

³⁰ El término “restricciones sobre identificadas” hace referencia al hecho de que, por ejemplo, en nuestro caso, queremos estimar el efecto causal de una variable endógena, *distancia*, es decir β_2 en la ecuación (3), para lo que contamos con dos instrumentos potencialmente válidos. En principio, podríamos hacer la estimación con cada instrumento por separado, en cuyo caso, obtendríamos dos estimadores distintos para β_2 (ambos serían válidos, pero numéricamente diferentes, ya que cada instrumento proporciona información distinta). En ese sentido, si bien tenemos una sola incógnita, la presencia de dos instrumentos implica potencialmente más de una solución. Esto, lejos de ser un problema, es una oportunidad, ya que la comparación de los dos estimadores puede dar luces sobre la calidad de cada instrumento, algo que no sería posible si contásemos únicamente con un instrumento.

³¹ El test de Hansen pone en práctica, de manera implícita, la comparación entre estimadores potencialmente no sesgados comentada en la nota al pie anterior. El mismo implica estimar los coeficientes del modelo por algún método de estimación por Variables Instrumentales y obtener los residuos de la estimación, digamos \hat{u}_{jd}^{VI} . A continuación, se estima por MCO, una regresión de \hat{u}_{jd}^{VI} frente a n_d, x_{jd}, W_d y Z_d . Bajo la hipótesis de exogeneidad de los instrumentos, todas las variables explicativas de esa regresión deberían ser no significativas en conjunto, teniendo dicha

En nuestro caso, respecto de los resultados obtenidos por cada servicio analizado, se concluye que los instrumentos escogidos no presentan relevancia “débil” y cumplen también con la condición de exogeneidad, tal como se aprecia de manera resumida en el Cuadro 5. Los resultados del test de Kleibergen-Paap, para los siete servicios, superan el valor crítico de 10, cumpliendo así con la regla de Staiger y Stock (1997). Además la prueba de Hansen presentó p-valores mayores al nivel de significación ($\alpha=0,05$), no habiendo evidencia para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad.

Para la implementación de la estimación con variables instrumentales, se consideró la aproximación del Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés). Se empleó la estimación mediante esta técnica, al ser, en principio, superior a la de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), en tanto proporciona estimadores eficientes, condicionados a la validez de los instrumentos.

Una vez obtenido un estimador por variables instrumentales válido, es preciso contrastar en qué medida el problema de especificación, derivado de la potencial endogeneidad de las variables explicativas, es relevante. Este contraste de especificación se desarrolla mediante el procedimiento propuesto por Hausman (1978)³², el mismo que propone un test de contraste mediante un estadístico de prueba con distribución chi-cuadrado, bajo la hipótesis nula de exogeneidad de las variables explicativas, el cual presenta la siguiente expresión:

$$h = (\beta^{IV} - \beta^{MCO})' [Var(\beta^{IV}) - Var(\beta^{MCO})]^{-1} (\beta^{IV} - \beta^{MCO}) \sim \chi_{gl}^2 \quad (6)$$

donde:

- β^{IV} : Vector de coeficientes de regresión estimados mediante variables instrumentales
- β^{MCO} : Vector de coeficientes de regresión estimados mediante MCO
- $Var(\beta^{IV})$: Matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados mediante variables instrumentales
- $Var(\beta^{MCO})$: Matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados mediante MCO
- gl : Grados de libertad ($k+1$), siendo k el número de variables explicativas de la especificación

La Hipótesis Nula (H_0) de este contraste plantea que las variables consideradas en el modelo son todas exógenas y, en consecuencia, la estimación por MCO es eficiente, lo que automáticamente implica también la consistencia del estimador. De otro lado, la Hipótesis Alternativa (H_1) del contraste plantea que existe correlación entre una o varias variables explicativas y el error del modelo inicial, en cuyo caso, la estimación MCO es sesgada e inconsistente.

En términos simples, el test de especificación de Hausman implica evaluar la existencia de una diferencia sistemática entre el estimador eficiente, bajo la hipótesis de exogeneidad, y el consistente bajo la misma hipótesis. El estadístico que se muestra en (6) es una métrica de la distancia entre los estimadores MCO y los estimadores por Variables Instrumentales.

prueba asociada un correspondiente estadístico F . El test de Hansen utiliza un estadístico llamado J , que se construye como $J = (N^\circ \text{ de instrumentos} - N^\circ \text{ de variables endógenas}) \times F$, que tienen una distribución de probabilidades conocida. El test de Hansen, además, es robusto a la presencia de heteroscedasticidad de los errores del modelo.

³² Ver Hausman, J.A. (1978): “Specification test in econometrics”. *Econometrica*. 46: 1251-1271.

En el Anexo D se presentan las estimaciones de las especificaciones (5) utilizando el método alternativo GMM. Asimismo, se presentan los tests de Hansen y de relevancia de los instrumentos de Kleingember-Paap. En general, los resultados indican que los conjuntos de instrumentos son relevantes y exógenos, por lo que las estimaciones GMM son, en principio, consistentes.

Finalmente, el test de Hausman no es capaz de rechazar la hipótesis de que las variables explicativas de la especificación (2) son, en conjunto, exógenas, por lo que la evidencia favorece que el resultado MCO es robusto a problemas de especificación del modelo, derivados de la potencial endogeneidad de la variable distancia (Ver Cuadro 5).

CONCLUSIONES

En base a una muestra de notarías a nivel nacional, se plantean especificaciones econométricas alternativas para ecuaciones de precios de forma *semi-reducida*, mediante el uso del Modelo de Regresión, encontrándose evidencia empírica del efecto en los precios de los servicios notariales, ante un incremento unitario en el número de notarios.

Mediante el uso de estos métodos econométricos estándar, se alcanzan algunos resultados de interés que se resumen en el Cuadro 6. Específicamente, se muestra el efecto causal del número de notarios, en una jurisdicción específica, sobre la variabilidad esperada de los precios. En el mismo, se presentan los resultados para los siete servicios notariales considerados.

La primera fila muestra los resultados de una regresión lineal simple, estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios, que incorpora como única variable explicativa al número de notarios.

La segunda fila de resultados muestra la estimación de una regresión lineal múltiple, la misma que incluye una serie de variables estructurales y controles, así como el contraste y corrección de los modelos por posibles problemas de especificación y autocorrelación.

Como se puede observar del modelo de regresión múltiple, los coeficientes obtenidos son todos estadísticamente significativos y presentan el signo negativo esperado. Asimismo, se estima que el efecto causal de aumentar en uno el número de notarios competidores en el área de influencia, distrital para el caso de Lima y Callao y, a nivel provincial, en el caso de ciudades del interior, proporcionaría reducciones esperadas de precios que van desde 1,7%, para el caso de “Legalización de Fotocopias” y “Transferencia vehicular para una placa”, hasta 7.9% para el de “Legalización de Firmas”.

Cuadro 6
EFFECTO CAUSAL ESPERADO DE INCREMENTAR UN NOTARIO EN EL
DISTRITO/PROVINCIA SOBRE EL PRECIO DE SIETE SERVICIOS NOTARIALES^{1/ 2/}

Especificación	Legalización Firmas	Legalización Fotocopias	Autorización de Viaje para Menor de edad		Transferencia vehicular		Carta Notarial
			Nacional	Extranjero	Placa de Lima	Placa del interior	
Regresión Simple	-0,0245 (0,0178)	0,0171 (0,0148)	0,0087 (0,0153)	-0,0105 (0,0153)	-0,0095* (0,00513)	-0,0188** (0,00745)	-0,0122 (0,0093)
Regresión Multiple 3/	-0,0793*** (0,0272)	-0,0169*** (0,0065)	-0,0285*** (0,0095)	-0,0247*** (0,0095)	-0,0174*** (0,0060)	-0,0400*** (0,0112)	-0,0334** (0,0159)

Notas:

1/ * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

2/ Los resultados de las estimaciones se redondearon a cuatro decimales y los errores estándar se presentan entre paréntesis.

3/ Se exponen los resultados de las especificaciones finales del modelo de regresión múltiple que incluye las variables de control considerados en cada servicio.

Fuente: Estimaciones propias.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

Como conclusión final de este documento se entiende que este ejercicio empírico es el primero que se desarrolla para analizar el mercado de los servicios notariales en el Perú; por lo que resulta en una primera aproximación a los efectos que se podrían prever ante cambios en las regulaciones de acceso de potenciales notarios a los mercados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, S., J. GOEREE y R. RAMER (1997). *Location, Location, Location*. Journal of Economic Theory Vol. 77, pp. 102-127. Disponible en: <<http://www.econ.uzh.ch/faculty/jgoeree/publications/location.pdf>>.

BAUM, C. F., M. E. SCHAFFER y S. STILLMAN (2007) *Enhanced Routines for Instrumental Variables / Generalized Method of Moments Estimation and Testing*. The Stata Journal, Vol 7, Número 4, pp. 465-506

CIARRETA, A.; ESPINOSA, M.; MARTÍN, J. y A., ZURIMENDI (2010). *El estado de la competencia de la profesión del notariado*. Capítulo I. Marcial Pons. Disponible en: <<http://www.marcialpons.es/static/pdf/100875582.pdf>>.

D'ASPREMONT, C., J. GABSZEWICS y J.-F. THISSE (1979). *On hotelling's "Stability in competition"*. Econometrica Vol. 47, N° 5, pp. 1145-1150. Disponible en: <http://www.stern.nyu.edu/networks/phdcourse/DAspremont_Gabszewicz_Thisse_On_Hotellings_Stability_in_Competition.pdf>.

DÁVILA, S.; M. CALDAS y E. MALÁSQUEZ (2011). *¿Cuál es el nivel y grado de competencia en el mercado de servicios notariales?* Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi. Versión actualizada de agosto 2011. Disponible en: <<http://www.indecopi.gob.pe/repositorioaps/0/0/jer/publicacionesqs/DocTrabN01-2010-A.pdf>>.

DE PALMA, A., V. GINSBURGH, Y. Y. PAPAGEORGIU y J.F. THISSE (1985) *The Principle of Minimum Differentiation Holds under Sufficient Heterogeneity* Econometrica, Vol. 53, No. 4 pp. 767-781

ECONOMIDES, N. (1986). *Minimal and Maximal Product Differentiation in Hotelling's Duopoly*. Economics Letters Vol. 21, pp. 67-71. Disponible en: <http://www.stern.nyu.edu/networks/Minimal_and_Maximal.pdf>.

EFRON, B. (1979): *Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife*. The Annals of Statistics 7 No.1: 1-26.

EFRON, B. AND TIBSHIRANI, R.J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York. pp 50-53

HAUSMAN, J.A. (1978): *Specification test in econometrics*. Econometrica. 46: 1251-1271.

HECKMAN, J. (1979). *Sample Selection Bias as a Specification Error*. Econometrica 47(1): 153-161.

HOTELLING, H. (1929). *Stability in competition*. The Economic Journal Vol. 39, N°153, pp. 41-57. Disponible en: <<http://people.bath.ac.uk/ecsigs/Teaching/Industrial%20Organisation/Papers/Hotelling%20-%20Stability%20in%20Competition.pdf>>.

NAHUIS, R. y J., NOAILLY (2010). *Entry and competition in the Dutch notary profession*. International Review of Law and Economics, Vol. 30, pp. 178–185.



NEVEN, D. (1986). *On Hotelling's competition with non-uniform consumer distributions*. Economics Letters Vol. 21, N° 2, pp. 121-26.

SCHMID, C.; SEBASTIAN, S.; FINK, M. y I., PATERSON (2007). *Conveyancing Services Market*. COMP/2006/D3/003. DG Competition. Disponible en: <http://ec.europa.eu/competition/sectors/professional_services/studies/csm_study_complete.pdf>.

SHY, O. (1995). *Industrial Organization: Theory and Applications*. Primera edición. MIT Press.

STAIGER, D. Y J. H. STOCK (1997). *Instrumental variables regression with weak instruments*. Econometrica, Vol 68, pp. 557-86.

STOCK, J. y M. WATSON (2003). *Introduction to Econometrics*. Tercera edición. Pearson

TAVARES, A. y M., RODRÍGUES (2013). *From civil servants to liberal professional an empirical analysis of the reform of Portuguese notaries*. International Review of Administrative Sciences, Vol. 79(2), pp.347-367.

TIROLE, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Primera edición. MIT Press.

VAN DEN BERGH, R. y Y., MONTANGIE (2006). *Theory and Evidence on the Regulation of the Latin Notary Profession*. Erasmus Competition and Regulation institute (ECRI). Disponible en: <<http://www.seor.nl/media/files/law-and-economics-notaries.pdf>>.

VEGA-REDONDO, F. (2003). *Economics and the Theory of Games*. Primera Edición. Cambridge University Press.

WOOLDRIDGE, JEFFREY (2002). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cuarta Edición. Michigan State University.

ANEXO A: CORRECCION DE AUTOCORRELACIÓN ENTRE LOS ERRORES ASOCIADOS CON NOTARÍAS PERTENECIENTES AL MISMO DISTRITO NOTARIAL

Es importante mencionar que, en el contexto de la estimación econométrica, para la muestra de datos que se emplea de manera específica en este ejercicio, los errores de las diferentes especificaciones podrían presentar autocorrelación entre observaciones. Por ejemplo, las observaciones de una misma área geográfica pueden tener elementos en común diferenciados de aquellos de otra área. Esto puede traer como consecuencia que los errores del modelo, para dichas observaciones, se encuentren correlacionados también.

En el contexto del estudio de la rivalidad entre notarios, la autocorrelación podría generar lo que en econometría se denomina “autocorrelación espacial” de los errores del modelo econométrico. La autocorrelación no invalida la estimación por MCO, pero supone dos consecuencias importantes: i) Los estimadores no tienen mínima varianza (son más imprecisos que lo esperado) y ii) La varianza y errores estándar de los estimadores deben ser calculados considerando la potencial presencia de autocorrelación.

Lo anterior implica que es siempre recomendable calcular los errores estándar de los estimadores utilizando métodos que corrijan la autocorrelación, algo que actualmente no supone mayor esfuerzo dados los paquetes econométricos disponibles. Nótese que, si bien la autocorrelación no invalida los estimadores MCO, si no se considera su presencia, los estadísticos de contraste individual de hipótesis, por ejemplo $t_0 = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\beta_1}}$, podrían carecer de sentido, ya que no se estaría calculando adecuadamente el denominador de los mismos.

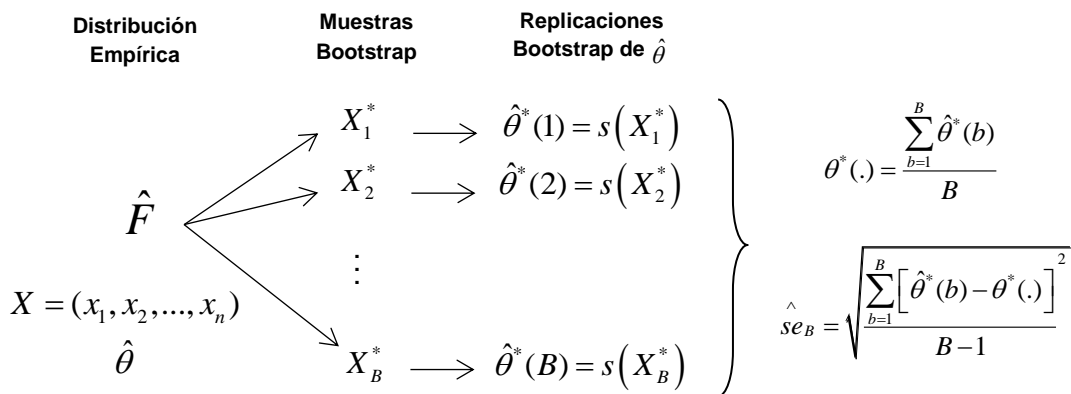
Para nuestro caso, se tendría que si los precios se encuentran correlacionados entre aquellas notarías pertenecientes al mismo distrito notarial, entonces los residuos estimados en los modelos vinculados a esas notarías se encontrarán correlacionados también, con los consecuentes problemas de eficiencia, descritos con anterioridad, en la estimación de los parámetros. Con el objeto de considerar este hecho en las estimaciones de los modelos, se emplearán estimaciones de tipo *bootstrap* de los errores estándar de los coeficientes del modelo, considerando a los distritos notariales como grupos de evaluación.

Respecto de esta técnica, Bradley Efron (1979)³³ propuso el *bootstrap* como un método alternativo para calcular estadísticos utilizando muestreo con reemplazo. Una muestra *bootstrap* $X^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ es obtenida eligiendo aleatoriamente con reemplazo n elementos de la muestra original B veces, de esta manera, este método presenta gran versatilidad en el cálculo de los estimadores, debido a que no es necesario el cumplimiento de los supuestos clásicos de la estimación paramétrica; es decir, el estimador no será afectado por la presencia de alguna violación de un supuesto determinado.

³³ Ver Efron, B. (1979): Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. The Annals of Statistics 7 N°.1: 1-26.

El estimador *bootstrap* se calcula a través de la media de los estadísticos estimados en cada replica *bootstrap*. Este método no requiere determinar la función de distribución de la variable de interés o la verificación de supuestos teóricos, tomando solo en cuenta la distribución de probabilidad empírica \hat{F} , definida como una distribución discreta que asigna probabilidad $1/n$ para cada valor x_i , donde $i = 1, 2, \dots, n$.

Ilustración A.1 Esquema de la técnica Bootstrap



Es así que el método bootstrap es una alternativa para estimar los errores estándar de los parámetros de regresión, aislándose así los sesgos existentes por el no cumplimiento de los supuestos.

De acuerdo a lo mencionado por Efron y Tibshirani (1993), el estimador bootstrap será igual al parámetro de la distribución de la función empírica cuando el número de repeticiones bootstrap (B) sea infinito; sin embargo, demuestran que, en algunos casos, 200 repeticiones serían suficientes para estimar errores estándar³⁴.

En el presente documento, se optó por replicar 5 000 muestras bootstrap para calcular los errores estándar robustos de los coeficientes de regresión, debido a que se buscó que los estimadores sean lo más cercano al parámetro de la función empírica; además dicho número de repeticiones generalmente no incurre en recursos computacionales significativos al realizar los remuestreos.

³⁴ Efron, B. and Tibshirani, R.J. (1993). An Introduction to the Bootstrap, Chapman & Hall, New York. pp 50-53.



CUADRO A.1
ESTIMACIONES CON ERRORES ESTANDAR MCO Y BOOTSTRAP 1/

Variables	Legalización Firmas		Legalización Fotocopias		Autorización de Viaje con Menor				Transferencia vehicular				Carta Notarial	
					Nacional		Extranjero		Placa de Lima		Placa del interior			
	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap	MCO	Bootstrap
Número	-0,0793***	-0,0793***	-0,0169***	-0,0169***	-0,0285***	-0,0285***	-0,0247***	-0,0247***	-0,0174***	-0,0174***	-0,0400***	-0,0400***	-0,0334***	-0,0334**
	(0,0191)	(0,0272)	(0,00631)	(0,00650)	(0,00684)	(0,00945)	(0,00798)	(0,00952)	(0,00493)	(0,0060)	(0,00778)	(0,0112)	(0,0105)	(0,0159)
Reputación	0,0120*	0,0120*	0,000626	0,000626	-0,00378	-0,00378	-0,00414	-0,00414	0,00459**	0,00459*	0,00834**	0,00834**	-0,000538	-0,000538
	(0,00666)	(0,00700)	(0,00322)	(0,00353)	(0,00361)	(0,00360)	(0,00406)	(0,00474)	(0,00202)	(0,00240)	(0,00325)	(0,00407)	(0,00338)	(0,00438)
Distancia	0,0129	0,0129	0,0370***	0,0370**	0,0249*	0,0249	0,000524	0,000524	0,0130	0,0130	0,0380***	0,0380**	0,0248	0,0248
	(0,0296)	(0,0359)	(0,0135)	(0,0166)	(0,0144)	(0,0177)	(0,0165)	(0,0253)	(0,0103)	(0,0151)	(0,0119)	(0,0183)	(0,0199)	(0,0230)
(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)	(continúa...)
Constant	-4,474	-4,474	-2,213***	-2,213***	0,750	0,750	1,397	1,397	5,376***	5,376***	5,887***	5,887***	1,416	1,416
	(3,936)	(6,844)	(0,269)	(0,447)	(0,506)	(0,836)	(1,365)	(2,185)	(0,0744)	(0,0879)	(0,215)	(0,319)	(1,110)	(1,593)
Observaciones	114	114	128	128	111	111	116	116	96	96	53	53	91	91
R-Cuadrado	0,373	0,373	0,544	0,544	0,604	0,604	0,469	0,469	0,421	0,421	0,528	0,528	0,195	0,195
R-Cuadrado Ajustado	0,291	0,291	0,529	0,529	0,572	0,572	0,435	0,435	0,353	0,353	0,443	0,443	0,117	0,117

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



ANEXO B: ESTIMADOR MCO DEL EFECTO DEL NÚMERO DE NOTARIOS SEGÚN SERVICIO NOTARIAL Y ESPECIFICACIÓN

CUADRO B.1
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE LEGALIZACIÓN DE FIRMA 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6	(8) Multiple 7	(9) Multiple 8	(10) Multiple 9	(11) Multiple 10	(12) Multiple 11	(13) Multiple 12
Número	-0,0245 (0,0178)	-0,0285 (0,0175)	-0,0268 (0,0173)	-0,0282 (0,0174)	-0,0369* (0,0193)	-0,0469*** (0,0181)	-0,0511** (0,0234)	-0,0516** (0,0245)	-0,0512** (0,0246)	-0,0773*** (0,0246)	-0,0745*** (0,0244)	-0,0735*** (0,0248)	-0,0793*** (0,0272)
Reputación		0,0264*** (0,00939)	0,0260*** (0,00913)	0,0249*** (0,00907)	0,0227*** (0,00845)	0,0196** (0,00799)	0,0194** (0,00824)	0,0193** (0,00830)	0,0181** (0,00792)	0,0143** (0,00674)	0,0128* (0,00665)	0,0125* (0,00676)	0,0120* (0,00700)
Sin DNI			5,605 (9,421)	7,456 (9,429)	18,57 (13,68)	25,59* (13,35)	25,68* (13,90)	25,36* (14,83)	24,22 (14,77)	33,79*** (11,78)	33,89*** (11,97)	35,29*** (12,66)	34,89** (14,01)
Distancia				-0,0303 (0,0245)	-0,0308 (0,0247)	-0,00980 (0,0228)	-0,00758 (0,0248)	-0,00795 (0,0251)	-0,0208 (0,0288)	-0,00793 (0,0309)	0,00540 (0,0341)	0,00970 (0,0348)	0,0129 (0,0359)
Área					-6,91E-05 (7,17E-05)	-6,77E-05 (5,67E-05)	-6,62E-05 (5,76E-05)	-6,61E-05 (5,88E-05)	-7,80E-05 (7,39E-05)	-7,43E-05 (6,07E-05)	-6,28E-05 (6,16E-05)	-6,14E-05 (6,20E-05)	-6,24E-05 (6,61E-05)
Mujeres Analfabetas						-4,811*** (1,760)	-4,664** (1,897)	-4,633** (2,007)	-3,870* (2,198)	-2,282 (2,367)	-5,019 (4,466)	-5,168 (4,430)	-5,466 (4,444)
Hombres							-1,800 (5,248)	-1,411 (5,897)	3,803 (7,888)	6,885 (8,389)	6,283 (8,432)	5,112 (8,736)	4,206 (9,140)
Permanencia								-0,560 (5,362)	0,166 (5,412)	2,117 (5,109)	1,932 (5,052)	1,689 (5,218)	2,016 (5,447)
Sin Seguro									-1,090 (0,896)	-1,433* (1,039)	-1,759* (1,039)	-1,825* (1,039)	-1,828* (1,046)
Solteros										10,15** (4,360)	11,19** (4,495)	11,05** (4,547)	10,56** (5,038)
Indice de Pobreza											0,0132 (0,0156)	0,0157 (0,0158)	0,0183 (0,0164)
PEA												9,61E-07 (1,54E-06)	-1,45E-08 (2,46E-06)
Cajeros													0,000325 (0,000651)
Constante	2,590*** (0,162)	2,011*** (0,207)	1,909*** (0,259)	1,957*** (0,268)	1,943*** (0,256)	2,165*** (0,244)	3,055 (2,599)	3,406 (4,737)	0,828 (4,769)	-5,607 (6,178)	-5,471 (6,014)	-4,737 (6,169)	-4,474 (6,844)
Observaciones	119	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114
R-Cuadrado	0,032	0,144	0,149	0,158	0,185	0,27	0,271	0,271	0,289	0,352	0,364	0,368	0,373
R-Cuadrado Ajustado	0,0235	0,129	0,125	0,127	0,147	0,229	0,223	0,216	0,227	0,289	0,295	0,293	0,291

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



CUADRO B.2
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE
LEGALIZACIÓN DE FOTOCOPIA 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3
Número	0,0171 (0,0148)	0,0174 (0,0151)	0,0151 (0,0142)	-0,0169*** (0,00650)
Distancia		0,00871 (0,0209)	0,0125 (0,0208)	0,0370** (0,0166)
Reputación			0,00238 (0,00466)	0,000626 (0,00353)
IDH				4,843*** (0,616)
Sin Partida de Nacimiento				
Constante	0,821*** (0,131)	0,806*** (0,141)	0,752*** (0,189)	-2,213*** (0,447)
Observaciones	134	134	128	128
R-Cuadrado	0,034	0,035	0,033	0,544
R-Cuadrado Ajustado	0,0263	0,0204	0,00915	0,529

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



CUADRO B.3
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE AUTORIZACIÓN DE VIAJE DE MENOR AL INTERIOR 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6	(8) Multiple 7
Número	0,00873 (0,0153)	0,00832 (0,0154)	0,00492 (0,0153)	0,00579 (0,0153)	-0,0253*** (0,00884)	-0,0300*** (0,00873)	-0,0298*** (0,00904)	-0,0285*** (0,00945)
Distancia		-0,00931 (0,0203)	-0,00753 (0,0212)	-0,00629 (0,0216)	0,0169 (0,0178)	0,0233 (0,0166)	0,0235 (0,0174)	0,0249 (0,0177)
Reputación			0,00384 (0,00564)	0,00357 (0,00549)	-0,00140 (0,00332)	-0,00355 (0,00338)	-0,00362 (0,00351)	-0,00378 (0,00360)
Sin DNI				-6,790 (10,86)	9,504 (9,131)	18,71* (10,67)	18,78* (11,00)	17,09 (11,53)
IDH					5,124*** (0,738)	4,086*** (0,946)	4,074*** (0,982)	3,794*** (1,170)
Sin electricidad						-1,862* (1,005)	-1,932 (1,182)	-1,576 (1,444)
Área							7,11e-06 (9,01e-05)	2,58e-06 (0,000102)
Mujeres Analfabetas								-1,105 (1,811)
Constante	3,098*** (0,123)	3,114*** (0,129)	3,051*** (0,182)	3,150*** (0,238)	-0,245 (0,532)	0,513 (0,652)	0,521 (0,685)	0,750 (0,836)
Observaciones	116	116	111	111	111	111	111	111
R-Cuadrado	0,010	0,011	0,012	0,020	0,577	0,600	0,600	0,604
R-Cuadrado Ajustado	0,00105	-0,00603	-0,0155	-0,0175	0,556	0,577	0,573	0,572

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



CUADRO B.4
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE AUTORIZACIÓN DE VIAJE DE MENOR AL EXTERIOR 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6
Número	-0,0105 (0,0153)	-0,0110 (0,0154)	-0,0142 (0,0140)	-0,0351*** (0,00984)	-0,0327*** (0,00944)	-0,0247** (0,00971)	-0,0247*** (0,00952)
Distancia		-0,0150 (0,0258)	-0,0168 (0,0251)	0,00797 (0,0227)	0,0104 (0,0223)	0,00346 (0,0229)	0,000524 (0,0253)
Reputación			-0,00127 (0,00629)	-0,00602 (0,00510)	-0,00496 (0,00485)	-0,00488 (0,00505)	-0,00414 (0,00474)
IDH				4,253*** (0,753)	5,412*** (1,251)	6,233*** (1,257)	6,465*** (1,332)
Índice de Pobreza					0,00769 (0,00675)	0,00801 (0,00688)	0,00726 (0,00732)
Mujeres						-5,368* (3,210)	-3,915 (3,667)
Sin Partida de Nacimiento							19,30 (19,31)
Constante	3,773*** (0,150)	3,798*** (0,159)	3,856*** (0,212)	1,219** (0,482)	0,251 (0,921)	2,424 (1,787)	1,397 (2,185)
Observaciones	121	121	116	116	116	116	116
R-Cuadrado	0,014	0,018	0,031	0,419	0,434	0,456	0,469
R-Cuadrado Ajustado	0,00527	0,00125	0,00469	0,398	0,409	0,426	0,435

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

CUADRO B.5
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE TRANSFERENCIA VEHICULAR DE UN VEHÍCULO CON PLACA DE LIMA 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6	(8) Multiple 7	(9) Multiple 8	(10) Multiple 9
Número	-0,00952* (0,00513)	-0,00882* (0,00520)	-0,0117** (0,00493)	-0,0166*** (0,00520)	-0,0224*** (0,00496)	-0,0225*** (0,00499)	-0,0240*** (0,00503)	-0,0236*** (0,00589)	-0,0203*** (0,00606)	-0,0174*** (0,00602)
Distancia		0,0114 (0,0156)	0,0140 (0,0151)	0,0160 (0,0153)	0,0194 (0,0145)	0,0198 (0,0147)	0,0169 (0,0146)	0,0152 (0,0189)	0,0115 (0,0165)	0,0130 (0,0151)
Reputación			0,00692** (0,00286)	0,00629** (0,00286)	0,00550* (0,00285)	0,00520* (0,00277)	0,00511* (0,00279)	0,00508* (0,00279)	0,00485* (0,00293)	0,00459* (0,00240)
Créditos				2,55E-06 (5,15E-06)	1,98E-06 (5,89E-06)	2,31E-06 (5,66E-06)	2,50E-06 (5,67E-06)	2,43E-06 (5,69E-06)	1,65E-06 (5,61E-06)	1,27E-06 (6,43E-06)
Sin electricidad					-0,999*** (0,360)	-1,342** (0,525)	-0,966 (0,625)	-1,030 (0,836)	-1,778* (0,919)	-1,481 (0,917)
Desnutrición						0,420 (0,479)	0,306 (0,495)	0,299 (0,508)	-0,179 (0,570)	1,077 (0,734)
Área							-2,18E-05 (3,59E-05)	-2,15E-05 (3,89E-05)	-2,52E-05 (4,87E-05)	-3,56E-05 (4,30E-05)
Sin Agua								0,0698 (0,440)	0,152 (0,442)	0,284 (0,380)
Sin Desagüe									1,163 (0,905)	0,966 (0,876)
Mujeres Analfabetas										-3,332** (1,412)
Constante	5,393*** (0,0547)	5,371*** (0,0593)	5,233*** (0,0743)	5,261*** (0,0724)	5,394*** (0,0857)	5,380*** (0,0884)	5,400*** (0,0873)	5,399*** (0,0890)	5,402*** (0,0884)	5,376*** (0,0879)
Observaciones	101	101	96	96	96	96	96	96	96	96
R-Cuadrado	0,057	0,069	0,173	0,208	0,280	0,290	0,319	0,319	0,359	0,421
R-Cuadrado Ajustado	0,0473	0,0502	0,146	0,173	0,240	0,242	0,264	0,257	0,292	0,353

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.

CUADRO B.6
E SPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE TRANSFERENCIA VEHICULAR DE UN VEHÍCULO CON PLACA DEL INTERIOR 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6	(8) Multiple 7
Número	-0,0188** (0,00745)	-0,0190** (0,00774)	-0,0200** (0,00785)	-0,0313*** (0,00939)	-0,0345*** (0,00912)	-0,0332*** (0,00986)	-0,0400*** (0,0107)	-0,0400*** (0,0112)
Distancia		0,0270 (0,0210)	0,0330* (0,0195)	0,0388** (0,0175)	0,0392** (0,0168)	0,0391** (0,0174)	0,0377** (0,0159)	0,0380** (0,0183)
Reputación			0,0108** (0,00478)	0,00955** (0,00449)	0,0104** (0,00448)	0,0102** (0,00410)	0,00834** (0,00400)	0,00834** (0,00407)
Sin saber Leer y Escribir				-4,432* (2,368)	-3,974* (2,307)	-6,233** (2,756)	-7,653*** (2,948)	-7,780* (4,475)
Sin DNI					-9,875 (6,790)	-9,884 (6,944)	-4,298 (6,941)	-4,248 (7,144)
Desnutrición						0,875 (0,783)	1,019 (0,825)	0,995 (0,889)
Área							-3,10E-05 (4,48E-05)	-3,08E-05 (5,32E-05)
Indice de Pobreza								0,000418 (0,00849)
Constante	5,340*** (0,0883)	5,302*** (0,0859)	5,060*** (0,111)	5,541*** (0,278)	5,690*** (0,260)	5,752*** (0,266)	5,884*** (0,281)	5,887*** (0,319)
Observaciones	54	54	53	53	53	53	53	53
R-Cuadrado	0,118	0,180	0,318	0,415	0,462	0,483	0,528	0,528
R-Cuadrado Ajustado	0,101	0,148	0,276	0,367	0,404	0,415	0,455	0,443

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



CUADRO B.7
ESPECIFICACIONES PARA EL LOGARITMO DEL PRECIO DEL SERVICIO DE ENVIO DE CARTA NOTARIAL 1/

Variables	(1) Simple	(2) Multiple 1	(3) Multiple 2	(4) Multiple 3	(5) Multiple 4	(6) Multiple 5	(7) Multiple 6	(8) Multiple 7
Número	-0,0122 (0,00931)	-0,0125 (0,00942)	-0,0113 (0,00954)	-0,0178* (0,0108)	-0,0146 (0,00983)	-0,0178* (0,0101)	-0,0214* (0,0116)	-0,0334** (0,0159)
Distancia		-0,00787 (0,0167)	-0,00822 (0,0169)	-0,00557 (0,0163)	-0,00681 (0,0161)	0,00806 (0,0183)	0,00953 (0,0204)	0,0248 (0,0230)
Reputación			0,000913 (0,00424)	0,000851 (0,00416)	-0,000246 (0,00413)	9,97E-05 (0,00413)	-0,000322 (0,00434)	-0,000538 (0,00438)
Sin electricidad				-0,666 (0,414)	-1,652** (0,657)	-1,365* (0,807)	-0,968 (1,427)	-0,415 (1,483)
Desnutrición					1,268** (0,600)	1,324** (0,640)	1,558* (0,849)	1,639* (0,899)
Sin Agua						-0,528 (0,522)	-0,543 (0,593)	-0,820 (0,615)
Sin Desagüe							-0,807 (1,228)	-1,036 (1,264)
Mujeres								4,233 (3,174)
Constante	3,452*** (0,0870)	3,465*** (0,0936)	3,439*** (0,147)	3,546*** (0,158)	3,476*** (0,143)	3,492*** (0,142)	3,541*** (0,167)	1,416 (1,593)
Observaciones	96	96	91	91	91	91	91	91
R-Cuadrado	0,040	0,042	0,035	0,059	0,127	0,145	0,159	0,195
R-Cuadrado Ajustado	0,0293	0,0218	0,00136	0,0152	0,0754	0,0844	0,0876	0,117

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



ANEXO C: RESULTADOS DEL PROCEDIMIENTO DE HECKMAN 1/

Variables	Legalización Firmas	Legalización Fotocopias	Autorización de Viaje con Menor		Transferencia vehicular		Carta Notarial
			Nacional	Extranjero	Placa de Lima	Placa del interior	
Número	-0,0793*** (0,0217)	-0,00335 (0,00574)	-0,0189*** (0,00679)	-0,0433*** (0,0146)	-0,0112 (0,00972)	-0,0104** (0,00473)	-0,0349** (0,0157)
Reputación	0,0120** (0,00578)	0,00243 (0,00276)	-0,00117 (0,00229)	-0,00515 (0,00689)	0,00132 (0,00293)	0,00446** (0,00214)	0,0113** (0,00460)
Distancia	0,0129 (0,0286)	0,0281* (0,0158)	0,0213 (0,0161)	0,00979 (0,0241)	0,0201 (0,0210)	0,00811 (0,0171)	0,00902 (0,0326)
<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>
Constante	-4,466 (4,844)	-2,015*** (0,588)	-8,172*** (2,816)	-3,815 (3,347)	4,389*** (1,679)	3,455*** (1,171)	7,102*** (1,404)
Observaciones	162	162	162	135	155	162	155
Test de Wald (rho = 0)	0,000737	0,441	2,308	2,604	0,0262	3,405	2,195
<i>p-valor</i>	<i>0,978</i>	<i>0,507</i>	<i>0,129</i>	<i>0,107</i>	<i>0,871</i>	<i>0,0650</i>	<i>0,138</i>

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.



ANEXO D: ESTIMACIONES CON GMM 1/

Variables	Legalización Firmas	Legalización Fotocopias	Autorización de Viaje con Menor		Transferencia vehicular		Carta Notarial
			Nacional	Extranjero	Placa de Lima	Placa del interior	
Distancia	0,13435*	0,03218	0,00266	0,05146	0,00896	0,04327*	-0,02817
	(6,94531E-02)	(2,72765E-02)	(2,82594E-02)	(3,25026E-02)	(2,04676E-02)	(2,20895E-02)	(4,72577E-02)
Número	-0,08699***	-0,00404	-0,01779***	-0,03240***	-0,01186**	-0,03193***	-0,00718
	(1,97318E-02)	(7,71539E-03)	(6,75587E-03)	(9,55695E-03)	(5,49819E-03)	(1,22866E-02)	(1,15350E-02)
Reputación	0,01235*	0,00252	-0,00115	-0,00477	0,00395**	0,01187***	0,00071
	(6,74218E-03)	(3,00693E-03)	(3,22355E-03)	(4,10604E-03)	(1,87252E-03)	(3,30624E-03)	(3,13442E-03)
<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>	<i>(continúa...)</i>
Constant	-2,54131	-2,05838***	-7,92778***	-2,75328	3,00573**	7,56466***	7,01071**
	(4,10778)	(6,25052E-01)	(2,50293)	(2,27912)	(1,22934)	(1,54479)	(3,52484)
Observaciones	114	128	111	116	96	46	84
R-Cuadrado	0,267	0,608	0,674	0,447	0,478	0,613	0,358
Test de Hansen J	0,001	0,634	1,025	0,073	0,094	0,617	0,256
<i>p-valor</i>	<i>0,974</i>	<i>0,426</i>	<i>0,311</i>	<i>0,787</i>	<i>0,759</i>	<i>0,432</i>	<i>0,613</i>
Test de Kleibergen-Paap	10,957	16,521	12,959	18,516	11,381	11,473	11,033

Nota:

1/. * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Fuente: GEE, SBS e INEI.

Elaboración: Gerencia de Estudios Económicos del Indecopi.